

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

RETRAIT DES SUBVENTIONS AUX ÉCOLES PRIMAIRES ET SECONDAIRES
PRIVÉES : ÉVALUATION DE L'EFFET FINANCIER NET SUR LE TRÉSOR
PUBLIC QUÉBÉCOIS

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
JEAN-DENIS GARON

AOÛT 2006

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Sincères remerciements à mes directeurs de recherche, Alain Guay et Nicolas Marceau. J'ai la ferme conviction que vos conseils et votre supervision auront contribué à faire de moi un meilleur économiste. Merci également à mes collègues, ainsi qu'au personnel du département des sciences économiques, qui m'ont été d'une aide précieuse durant la préparation de ce mémoire.

Je tiens également à remercier ceux et celles qui ont eu l'amabilité de me donner conseils et commentaires lors de la préparation et de la rédaction de ce mémoire. Merci particulièrement à Jocelyn Berthelot (CSQ) pour ses conseils et commentaires, ainsi qu'à André Garon pour m'avoir fourni plusieurs informations importantes à propos de la gestion des écoles et commissions scolaires au Québec. Merci à Robin Audy, Frédéric Lacoste, Marc Simard, Olivier Martinet ainsi qu'à Michaël Chassé de bien avoir voulu lire et commenter mon mémoire alors qu'il était en cours de rédaction.

Finalement, je tiens à adresser des remerciements particuliers à ma conjointe Karine, qui n'a jamais cessé de me soutenir. Elle a été et demeure pour moi une source d'inspiration.

[...] Hence only the education that makes for power to know as an end in itself, without reference to the practice of even civic duties, is truly liberal or free.

John Dewey (Democracy and Education)

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	vi
LISTE DES GRAPHIQUES	vii
RÉSUMÉ	viii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
SITUATION GÉNÉRALE DE L'ÉDUCATION PRIVÉE	4
1.1 Fréquentation	5
1.2 Subventions	8
CHAPITRE II	
REVUE DE LA LITTÉRATURE	13
CHAPITRE III	
CRITÈRE DE RENTABILITÉ FINANCIÈRE	18
3.1 Coûts et bénéfices publics d'un réseau privé	19
CHAPITRE IV	
TECHNIQUES D'ESTIMATION	24
4.1 Quelques hypothèses	24
4.2 Effets à estimer	25
4.2.1 Variables observées	26
4.2.2 Variables non observées	30
4.3 Modèles d'estimation	32
4.3.1 Modèle à effets aléatoires	32
4.3.2 Modèle à effets fixes	37
4.3.3 Moindre carré ordinaire indirect	40
CHAPITRE V	
RÉSULTATS ET DISCUSSION	42
5.1 Modèle à effets fixes	42
5.1.1 Correction pour l'autocorrélation	44

5.2	Modèle à effets aléatoires	48
5.3	Test de Hausman	48
5.4	Moindres carrés ordinaires avec variables instrumentales	50
	CONCLUSION	53
	APPENDICE A	
	SOURCES DE DONNÉES UTILISÉES	57
	APPENDICE B	
	ÉVALUATION DE L'EFFET FINANCIER DU RETRAIT DES SUBVENTIONS AUX ÉCOLES PRIVÉES QUÉBÉCOISES (FCSQ)	58
	APPENDICE C	
	RÉGRESSION À EFFETS FIXES AVEC LE COEFFICIENT DE GINI	59
	APPENDICE D	
	RÉGRESSIONS AVEC LE PIB PER CAPITA	60
	APPENDICE E	
	RÉSULTATS DU TEST DE HAUSMAN	62

LISTE DES TABLEAUX

3.1	Évaluation de l'effet financier net sur l'État selon les données effectives, Année 1998	22
5.1	Estimation – modèle à effets fixes	44
5.2	Test d'autocorrélation du modèle à effets fixes	45
5.3	Estimation – modèle à effets fixes corrigé pour l'autocorrélation	46
5.4	Second test d'autocorrélation du modèle à effets fixes	47
5.5	Estimation – modèle à effets aléatoires	49
5.6	Estimation – moindres carrés ordinaires avec variables instrumentales	52
C.1	Estimation – modèle à effets fixes (avec coefficient de Gini)	59
D.1	Estimation – modèle à effets fixes (avec PIB réel per capita)	60
D.2	Estimation – variables instrumentales (avec PIB réel per capita)	61

LISTE DES GRAPHIQUES

1.1	% de l'effectif scolaire fréquentant le secteur privé – Provinces canadiennes . . .	7
1.2	% du revenu des écoles privées provenant des gouvernements – Québec, Manitoba, Alberta et Colombie Britannique	10
1.3	% du revenu des écoles privées provenant des gouvernements – Saskatchewan, Ontario et Atlantique	11
4.1	Le calcul du coefficient de Gini	28
4.2	Coefficients de Gini, Provinces canadiennes (revenu après impôt)	29
E.1	Résultats du test de Hausman	62

RÉSUMÉ

Ce mémoire a comme objectif d'évaluer l'effet financier net pour le gouvernement du Québec d'une politique visant à ne plus financer les écoles primaires et secondaires privées avec les deniers de l'État. Cette question économique est d'actualité, puisqu'une telle politique a été suggérée au Gouvernement du Québec en commission parlementaire aussi récemment qu'en novembre 2004.

Pour résoudre cette problématique, nous estimons une fonction où la variable dépendante est constituée de la proportion des élèves d'une province fréquentant le secteur privé et où l'une des variables explicatives représente les subventions par élève.

Les coefficients d'une telle fonction, obtenus en utilisant des modèles d'estimation à effets fixes, aléatoires et à variables instrumentales, nous permettent de conclure qu'une telle politique engendrerait un bénéfice financier pour le gouvernement québécois.

Toutefois, nous ne nous intéressons qu'à l'aspect financier dû aux migrations probables d'élèves entre les secteurs privé et public. Ainsi, nous ne tenons pas compte des variations de bien-être de la population consécutifs à une telle mesure, ni à des coûts de transition éventuels susceptibles de l'accompagner.

INTRODUCTION

Le rôle fondamental de l'éducation primaire et secondaire dans le développement et la croissance économique à long terme d'un pays ne fait nul doute. Offerte à une part importante de la population, elle peut aussi contribuer à créer une société plus égalitaire et une meilleure qualité de vie pour tous. Reconnue aujourd'hui comme un droit dans nombre de pays, cette éducation constitue également une obligation dans toutes les provinces canadiennes, parmi lesquelles le Québec, où tous les enfants doivent demeurer sur les bancs d'école au moins jusqu'à l'âge de 16 ans.

La reconnaissance de telles vertus à l'éducation légitime en grande partie l'existence de systèmes d'éducation universels comme on en retrouve dans toutes les provinces canadiennes. Toutefois, l'universalité des systèmes d'éducation canadiens ne signifie pas que l'État doit y assumer tous les rôles. Les services d'éducation doivent être notamment financés, produits et réglementés. Ayant l'habitude de voir nos institutions gouvernementales s'investir simultanément dans ces trois activités, il devient parfois facile d'oublier que ces dernières peuvent néanmoins constituer trois activités distinctes, et que d'autres instances que les gouvernements peuvent être susceptibles de les assumer.

Par exemple, les services d'éducation et d'enseignement peuvent être entièrement financés par les impôts des citoyens, par le biais de frais de scolarité chargés aux usagers ou encore par une combinaison des deux. Ils peuvent aussi être produits par le secteur privé ou le secteur public tout en demeurant universels. En matière de réglementation, les programmes scolaires des écoles publiques peuvent être fortement encadrés par un ministère spécialement désigné, tout comme des écoles entièrement publiques pourraient en principe se voir laissées à elles-mêmes en cette matière.

La situation qui prévaut aujourd'hui au Québec est constituée d'un certain nombre de compromis dans deux des trois étapes menant à la production de services d'éducation sur une base universelle. Dans la mesure où il existe des écoles privées dans leur région de résidence, les parents ont le choix d'envoyer leurs enfants dans une école publique ou privée. En ce sens, l'État ne constitue pas le seul producteur de services d'éducation primaire et secondaire. Concernant le financement, l'État québécois assume l'entièreté des coûts de formation lorsqu'un enfant fréquente l'école publique, coût qu'il finançait en partie dans le secteur privé durant toute la période qui nous intéresse.¹ Les écoles privées s'assurent d'un revenu supplémentaire en chargeant des frais de scolarité aux parents. Loin d'évoluer librement, ces écoles doivent se soumettre à d'importantes contraintes éducatives imposées par l'État. Parmi celles-ci se retrouvent dans toutes les provinces la nécessité d'intégrer le programme scolaire officiel, sans quoi aucune subvention n'est accordée. De plus, même les écoles non subventionnées doivent se soumettre à ce programme et aux examens des ministères concernés dans chaque province.

Cette structure de financement où des écoles privées sont financées à partir d'argent public est présentement remise en question par certains acteurs majeurs du milieu de l'éducation. Parmi ces derniers figurent la Centrale des Syndicats du Québec (CSQ), le plus important syndicat de ce secteur en province, ainsi que la Fédération des commissions scolaires du Québec. Ces deux organismes s'entendent pour dire que l'État québécois devrait cesser complètement de financer les écoles primaires et secondaires privées.

Dans un mémoire déposé en commission parlementaire en novembre 2005 (Commission de l'éducation de l'Assemblée Nationale du Québec) la FCSQ fait officiellement la proposition au gouvernement québécois d'abolir le financement public des écoles privées. Cependant, l'un des éléments fondamentaux de l'argumentation présentée devant les parlementaire était qu'une telle mesure permettrait au gouvernement du Québec d'économiser un peu plus de 74.5 millions de dollars par année. Or, cet argument ne reposait sur aucun fondement solide, comme par exemple

¹ En 2005-2006, le réseau privé québécois était constitué de 268 écoles, dont 190 agréées pour les subventions et 78 titulaires d'un permis sans agrément. Les détails sont disponibles dans le document *Le financement de l'éducation préscolaire et de l'enseignement primaire et secondaire québécois*.

des estimations économétriques.

Nous nous penchons aujourd'hui sur cet argument financier. Ce dernier est basé sur l'hypothèse que si suffisamment d'élèves demeurent au secteur privé après un retrait des subventions, l'État se déchargerait d'un certain fardeau financier. La problématique que nous tenterons de résoudre sera donc de déterminer quelle pourrait être l'éventuelle réaction de la demande d'éducation privée à un retrait total du financement public provenant du gouvernement provincial dont le réseau québécois d'écoles privées bénéficie maintenant.

Le présent mémoire sera d'abord constitué d'une description générale de quelques statistiques relatives à l'éducation privée au Canada. Cette partie nous permettra de mettre la situation québécoise en perspective en la comparant avec celles prévalant dans les autres provinces canadiennes. Dans un second temps, nous décrirons en détails la logique selon laquelle un retrait des subventions pourrait s'avérer rentable pour le gouvernement du Québec. Nous procéderons finalement à une estimation qui nous permettra d'évaluer la réaction de la demande d'éducation privée à des variations du niveau de subventions. Pour estimer cette variation éventuelle de la demande québécoise d'éducation privée, nous nous sommes basés sur l'analyse des comportements observés dans l'ensemble des provinces canadiennes pour la période s'étendant de 1985 à 1998.

CHAPITRE I

SITUATION GÉNÉRALE DE L'ÉDUCATION PRIVÉE

Le présent chapitre nous permettra de dresser un portrait général de l'enseignement primaire et secondaire privé au Canada. Nous nous intéressons principalement à deux statistiques. Nous mesurerons d'abord la proportion de l'effectif scolaire total fréquentant le secteur privé pour chaque province et pour l'Atlantique. Cette proportion nous est donnée en divisant l'effectif privé d'une province par son effectif total. Ces deux effectifs proviennent de la division de la culture, de l'éducation et du tourisme de Statistique Canada et peuvent être retrouvés dans la publication annuelle *Education in Canada*. La dernière version disponible de ce document date de 2000 et présente les données pour l'année scolaire 1998-1999. Ce taux de fréquentation constitue un indicateur privilégié pour mieux saisir l'importance relative des écoles privées dans le secteur de l'éducation d'une province.

Nous abordons ensuite la question des subventions accordées par les gouvernements aux écoles privées, en étudiant la proportion des revenus totaux de ces établissements qui provient de fonds publics. Cette proportion présente un portrait fiable de l'importance des revenus gouvernementaux dans le budget des écoles privées pour une province donnée. Les revenus des écoles privées, par source de financement, sont disponibles au tableau 478-0016 chez Statistique Canada. À ce jour, ces données ne sont disponibles que pour la période allant de 1985 à 1998. Notre analyse porte donc sur ces 14 années. De plus, les différentes sources de revenu des écoles privées ne sont pas rendues publiques pour les provinces atlantiques prises individuellement.¹ Les dis-

¹ Soient le Nouveau-Brunswick, la Nouvelle-Écosse, l'Île du Prince Édouard et Terre-Neuve-et-Labrador.

positions de la loi fédérale sur les statistiques exigent que ces données soient agrégées pour l'ensemble de cette région, de telle façon qu'il soit impossible d'y reconnaître un établissement scolaire particulier. Pour cette raison, notre analyse porte sur la région de l'Atlantique et sur les six autres provinces canadiennes.

Il importe de ne pas confondre la proportion des revenus des écoles privées provenant de fonds publics avec la subvention par élève offerte par certains gouvernements provinciaux aux écoles privées. Ces montants de subventions sont généralement déterminés comme une proportion du coût estimé de former un élève dans le réseau public. Par exemple, le gouvernement du Québec offre une subvention statutaire par élève aux écoles privées équivalant à environ 60% du coût d'un élève du secteur public. En s'en tenant aux sources de revenus des écoles privées, nous obtenons que 39.94% de leurs revenus provenait des divers ordres de gouvernements en 1998 . Cette différence vient entre autres du fait que les écoles privées bénéficient parfois de sources de revenus supplémentaires, comme des dons privés ou provenant de fondations. La mesure de la proportion des revenus des écoles privées provenant de fonds publics que nous développons nous permet toutefois de comparer la réalité financière des écoles privées pour l'ensemble des provinces canadiennes.

1.1 Fréquentation

Le taux de fréquentation des écoles privées représente le pourcentage de l'effectif primaire et secondaire total fréquentant ces dernières dans une province donnée. L'analyse d'une telle statistique plutôt que d'un effectif absolu nous permet de comparer des provinces pour lesquelles les taux de natalité et la taille de la population diffèrent de façon importante. De plus, cette mesure est très importante pour pouvoir estimer l'étendue du secteur privé dans une province et pour avoir une idée de la charge financière qu'un financement public de ces écoles peut faire peser sur l'État. Il nous semble important d'explorer une telle mesure avant de s'attaquer aux montants de subventions offerts aux écoles privées. Une province pourrait, par exemple, financer une part importante des coûts de formation dans le secteur privé tout en n'y subissant pas un fardeau financier important, étant donné le faible pourcentage de l'effectif scolaire le

fréquentant.

Durant toute la période étudiée, le Québec a été sans contredit la province où la proportion de l'effectif scolaire fréquentant le secteur privé a été la plus forte.² De 8.24% en 1985, cette proportion a connue une croissance ininterrompue jusqu'en 1994, après quoi elle s'est stabilisée autour de 9.1%. Le Québec n'est pas la seule province où le secteur privé occupe une part importante de la production de services d'éducation. Par exemple, 8.75% de l'effectif en Colombie-Britannique fréquentait l'école privée en 1998. S'établissant à 6.4% en 1985, cette proportion y a crû plus rapidement qu'au Québec. De même pour son voisin albertain chez qui la croissance de la part de l'effectif fréquentant les écoles privées a connue une tendance ascendante, bien que moins prononcée en termes absolus, passant de 2.8% à 4.35%.

S'il est question de la croissance de l'importance du secteur privé en éducation, nous ne saurions passer outre le cas du Manitoba. Bien que la proportion de l'effectif fréquentant le secteur privé n'y dépassait pas encore la barre des 6.5% en 1998, force est de constater qu'elle y a connue une croissance s'approchant des 50% entre 1985 et 1998.

En somme, ces quelques statistiques nous permettent de constater que la situation québécoise n'est pas aussi singulière que nous pourrions le penser *a priori*. En termes de croissance de la proportion de l'effectif total fréquentant le secteur privé le Québec, où cette croissance a été d'environ un point de pourcentage sur 14 ans, ne se démarque pas particulièrement du reste du Canada.

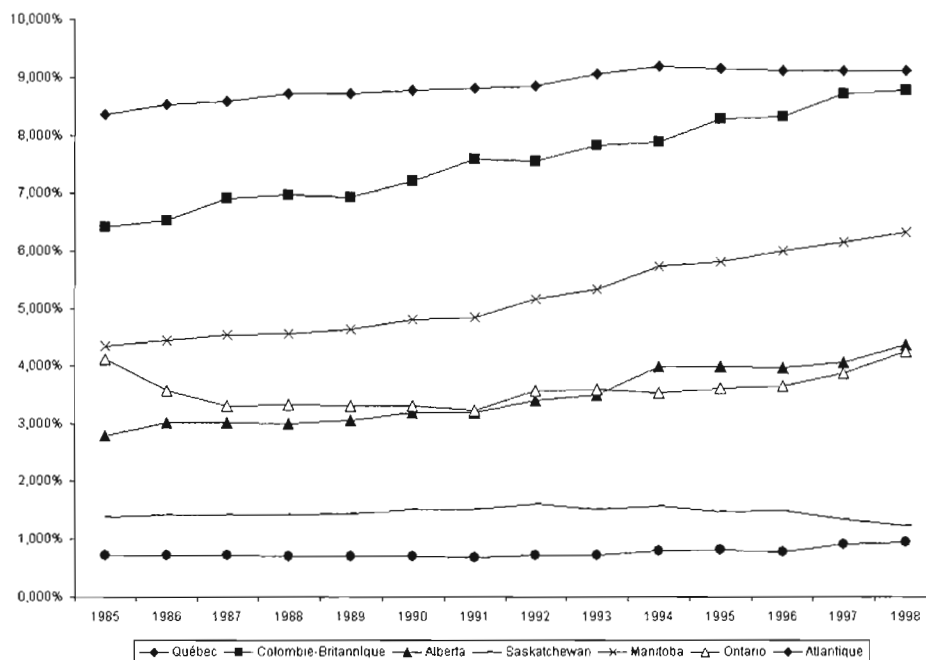
Néanmoins, il serait erroné de penser que toutes les provinces laissent autant de place au secteur privé dans leurs systèmes d'éducation. Les provinces de l'Atlantique constituent un exemple de choix en cette matière. Même si le secteur privé y a occupé de plus en plus de place, croissance qui s'est particulièrement faite sentir de 1991 à 1998, seulement 0.94% des élèves y fréquentaient les établissements primaires et secondaires privés à l'aube de l'an 2000. Partie de

²Les systèmes scolaires des différentes provinces canadiennes se caractérisent par une certaine hétérogénéité quant à leur organisation. Par conséquent, nous utilisons des données agrégées pour le primaire et le secondaire pour rendre les effectifs provinciaux davantage comparables. Il importe cependant de noter qu'il existe des données désagrégées pour le primaire et le secondaire. Ces dernières sont disponibles chez Statistique Canada.

presque rien, soit d'environ 0.72% de l'effectif total, la clientèle des écoles privées a néanmoins connue une croissance d'environ 30%.

À l'image de l'Atlantique, la situation ontarienne n'a guère changé entre 1985 et 1998. Il nous faut toutefois noter que la proportion de l'effectif y fréquentant le secteur privé y a davantage fluctué. S'établissant à 4.1% en 1985, elle a décliné jusqu'en 1987 et s'y est stabilisée à 3.2% jusqu'en 1991, après quoi cette proportion a connue une croissance ininterrompue, pour s'établir en 1998 à un peu plus de 4.2%.

Nous pouvons donc sommairement conclure que la situation canadienne en matière d'effectif privé constitue un échantillon suffisamment diversifié pour pouvoir éventuellement obtenir des estimations applicables de façon étendue. De plus, nous pouvons maintenant considérer la situation québécoise de façon plus relativiste, en gardant en mémoire qu'il existe un secteur privé subventionné dans plus de la moitié des provinces canadiennes.



Graphique 1.1 % de l'effectif scolaire fréquentant le secteur privé – Provinces canadiennes

1.2 Subventions

Subventions en proportion des revenus

Le pourcentage des revenus des écoles privées provenant de subventions gouvernementales dans une province est calculée de la façon suivante³ :

$$\text{Subvention effective (\%)} = \left[\frac{\text{Subv. fédérale + provinciale + municipale}}{\text{Revenus totaux}} \right].$$

Le pourcentage obtenu par cette opération constitue la proportion effective du revenu des écoles privées, pour une province donnée, provenant des divers ordres de gouvernements. Il nous fournit un indice convenable de la dépendance du secteur privé des différentes provinces au financement public en général. Notons ici que le financement provincial constitue la quasi-totalité de tout le financement public en question. Au Québec, par exemple, la proportion du financement des écoles privées provenant du gouvernement fédéral a oscillé entre 0% et 0.12% entre 1985 et 1998. La situation était similaire en ce qui concerne le financement municipal. L'utilisation des subventions provenant de tous les ordres de gouvernements au numérateur nous permet d'inclure, notamment, tous les transferts fédéraux versés aux écoles par le biais des provinces.

Le Québec fait sans contredit partie des provinces où les écoles privées tirent la plus grande part de leurs revenus des fonds publics. En 1985, ce pourcentage constituait environ 47% des coûts de formation d'un élève moyen évoluant au sein du secteur privé.⁴ Cette proportion a connu une faible décroissance tendancielle de telle sorte qu'en 1998, 40% de ces coûts étaient supportés par l'État. Il importe ici de noter que la quasi-totalité de cette subvention provenait et provient toujours du gouvernement provincial.

³Des détails supplémentaires à propos des calculs présentés ici, notamment en ce qui a trait aux différences obtenues avec ceux de la FCSQ, sont présentés au chapitre suivant, sous la rubrique *Critère de rentabilité financière*.

⁴Nous parlons ici du coût moyen de formation au sein du secteur privé, et non du secteur public.

Certains intervenants soutiennent qu'un tel niveau de financement des écoles privées puisse exister en raison de particularités québécoises sur les plans historique et culturel. Le système d'éducation québécois a d'abord été créé par des communautés religieuses exploitant des institutions d'éducation privées. Lors des réformes des années 1960, qui ont notamment mené à l'instauration d'un système d'éducation public, le gouvernement québécois aurait senti la nécessité de collaborer avec ces institutions.

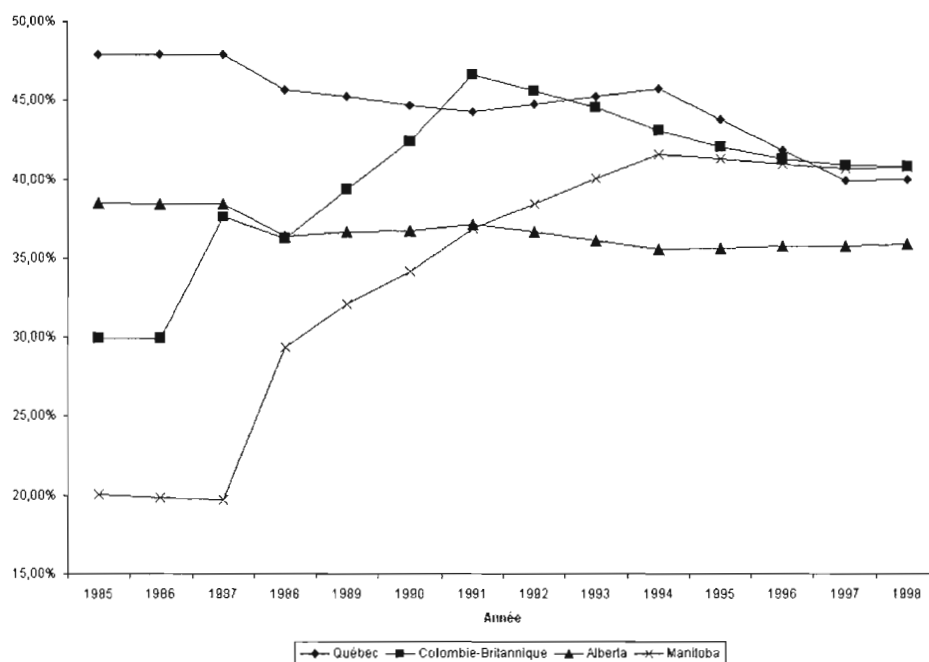
Pourtant, le gouvernement québécois n'est pas le seul à faire preuve d'une telle générosité. En fait, on retrouve dans l'ouest canadien certaines tendances similaires. En Alberta, le revenu des écoles privées provenant de fonds publics s'établissait à près de 38% en 1985, pourcentage qui est demeuré important au cours des années, de telle sorte qu'il s'élevait à environ 46% en 1998.

De même, au Manitoba, le financement public de ces établissements n'est jamais tombé en-deçà des 40% entre 1993 et 1998 alors qu'il s'élevait en moyenne à moins de 20% entre 1985 et 1987. En somme, en l'espace de 8 années, soit de 1985 à 1993, le pourcentage des revenus des écoles privées provenant des gouvernements y a tout simplement doublé avant de se stabiliser jusqu'en 1995.

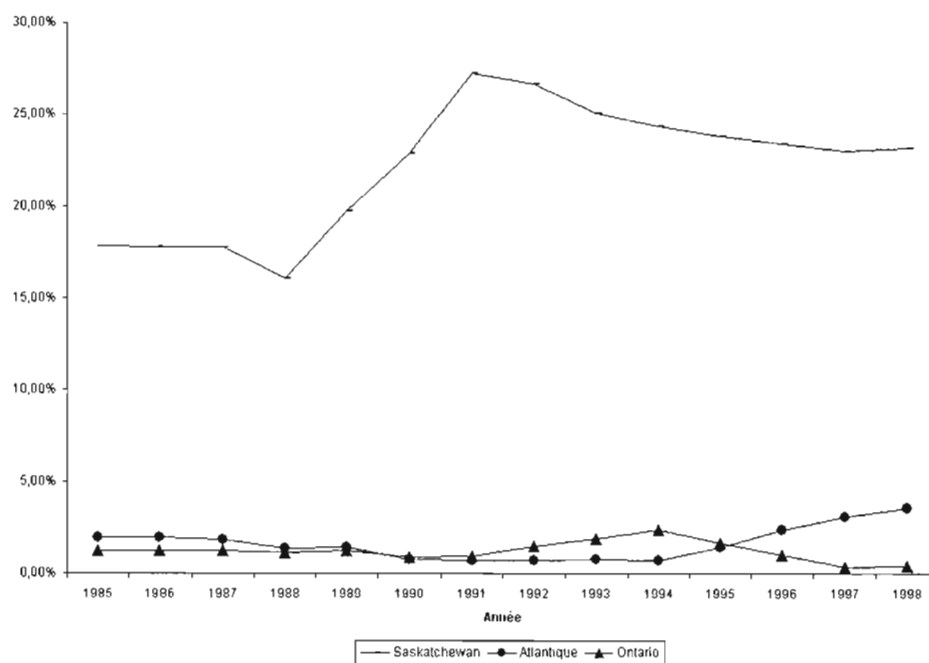
Dans une moindre mesure, la propension à financer les écoles privées avec les deniers de l'État est demeurée stable en Saskatchewan. La proportion des revenus de ces écoles provenant de l'État est passé, avec une tendance quelque peu irrégulière, de 18% à 27% de 1987 à 1991, pour ensuite légèrement décroître jusqu'en 1998 en y atteignant 23%. Chose surprenante, le pourcentage de l'effectif total fréquentant les écoles privées y est demeuré faible. En ce sens, il est possible qu'il existe certains effets spécifiques à cette province, qui devront être contrôlés lors de nos estimations à venir.

Arrivé bon premier pour son important taux de fréquentation des écoles privées, le Québec se fait détrôner par la Colombie-Britannique concernant la proportion des revenus des écoles privées provenant des gouvernements, où cette proportion atteint les 40%. Elle y a même dépassé le seuil des 45% en 1991 et en 1992. De plus, la proportion de l'effectif total fréquentant le secteur privé a crû plus rapidement en Colombie-Britannique qu'au Québec.

Encore ici, nous remarquons que la situation canadienne est très diversifiée. En Atlantique, en plus d'avoir un taux de fréquentation généralement restreint, les revenus des écoles privées étaient constitués d'un maigre 4% de fonds publics en 1998, taux qui a oscillé entre 0.6% et 4.5% durant la période à l'étude. Il semble qu'il puisse exister dans les provinces de l'est une culture davantage favorable à l'intégration des enfants dans le système public. Ce type de particularités culturelles pourra être partiellement estimé dans le modèle présenté à la section 4. Nous pourrions également y vérifier si certains indicateurs économiques de production comme le PIB réel per capita, substantiellement inférieur à la moyenne canadienne en Atlantique, est susceptible d'y avoir joué un rôle significatif.



Graphique 1.2 % du revenu des écoles privées provenant des gouvernements – Québec, Manitoba, Alberta et Colombie Britannique



Graphique 1.3 % du revenu des écoles privées provenant des gouvernements – Saskatchewan, Ontario et Atlantique

Subventions en proportion des dépenses

La sous-section précédente présente un calcul de la subvention par élève basé sur les revenus des écoles privées plutôt que sur leurs dépenses. En conséquence, il pourrait sembler possible que les revenus des écoles privées ne représentent pas fidèlement les coûts de formation dans ce secteur.

Les données qui sont présentement à notre disposition nous portent à croire que les établissements privés subventionnés sont des entreprises sans but lucratif, et cela pour l'ensemble des provinces canadiennes. Statistique Canada publie au tableau 478-0017 des statistiques sur les dépenses des établissements privés. Nous y constatons que pour les années allant de 1986 à 1998, les dépenses de ces écoles étaient strictement égales à leurs revenus. Concernant l'année 1985, nous observons une différence négligeable entre les revenus et les dépenses.

De plus, en considérant les dépenses des écoles privées sous leur forme désagrégée, nous voyons qu'aucun poste de dépense répertorié par Statistique Canada n'inclut de profits d'entreprise. Les deux principaux postes de dépenses des établissements privés sont les dépenses de fonctionnement⁵ ainsi que les immobilisations et le service de la dette. Ainsi, nous trouvons que les écoles privées subventionnées ne génèrent pas de profits comptables et que leurs revenus constituent une approximation suffisante de leurs dépenses, et donc des coûts de formation.

⁵qui incluent le traitement des enseignants, les autres salaires et traitements, ainsi que les autres dépenses de fonctionnement

CHAPITRE II

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Les résultats qui seront obtenus dans mon mémoire sont importants, puisqu'il n'existe pas, pour le moment, d'estimation fiable et disponible au grand public de l'élasticité de la demande d'éducation privée par rapport aux subventions. De plus, l'évaluation d'une politique de retrait des subventions nécessite une estimation plutôt récente de la fonction de demande d'éducation privée. Il est d'ailleurs surprenant qu'aucune estimation récente de cette élasticité ne soit disponible à ce jour, puisque la structure du système d'éducation québécois a fait l'objet de nombreuses études.

La littérature existante en économétrie et en économie de l'éducation nous sera utile pour deux usages principaux. D'abord, elle nous permettra d'identifier les éléments de la demande québécoise d'éducation privée. À ce titre, nous pourrons utiliser des études provenant de divers pays industrialisés, où la demande d'éducation privée comme publique a été évaluée. Nous pourrons ensuite vérifier, à l'aide de méthodes économétriques, si les coefficients affectés aux facteurs proposés dans la littérature sont significatifs. Deuxièmement, la littérature économique nous permettra de nous familiariser avec les méthodes ayant déjà été utilisées pour estimer des fonctions de demande d'éducation.

D'un point de vue chronologique, la demande d'éducation publique a été largement abordée en science économique avant la demande d'éducation privée. Cependant, la plupart des études portant sur ce sujet se sont plutôt intéressées aux facteurs qui déterminent le niveau de dépenses publiques au titre de l'éducation primaire et secondaire.

On retrouve chez Perkins [1984] un résumé des résultats obtenus par plus d'une douzaine d'auteurs qui ont tenté, entre 1970 et 1982, d'estimer l'élasticité de la demande d'éducation pour diverses communautés américaines. Dans son article, Perkins contestait la thèse de Martin Feldstein selon laquelle la demande d'éducation était relativement élastique. En utilisant des modèles log linéaires simples, nombre d'auteurs avaient obtenu que l'élasticité-prix de la demande d'éducation, tout comme l'élasticité-revenu, était inférieure à 1 en valeur absolue. Le prix utilisé était le prix net que paie une communauté par dollar de dépense réelle en éducation primaire et secondaire.

Certaines variables explicatives utilisées dans les articles présentés par Perkins sont utilisées par presque tous les auteurs. En plus du prix énoncé ci-haut, on utilise la richesse par élève (*wealth per pupil*) calculée à l'aide des revenus familiaux moyens, la proportion des élèves fréquentant le secteur privé ainsi que la proportion d'élèves d'âge scolaire dans la population. À ces variables s'ajoutent divers facteurs explicatifs reflétant les caractéristiques des différentes communautés qui ne sont pas détaillées. Perkins présente également des résultats d'estimation pour des échantillons en coupes transversales, observées sur plusieurs années (*cross-sectional time series*). En général, on y trouve également que la demande d'éducation des diverses communautés étudiées est relativement inélastique par rapport aux prix et aux revenus.

Bergstrom, Rubinfeld et Shapiro [1982] proposent une nouvelle méthode pour estimer la demande d'un bien public comme l'éducation. Ces auteurs utilisent un sondage. Leur méthodologie consiste à demander à des répondants du Michigan (1978) s'ils pensent que les gouvernements local et d'état devraient dépenser davantage ou moins en éducation comparativement à la situation actuelle. Pour ceux qui répondent que les gouvernements devraient dépenser davantage, ils posent une seconde question. Ils leurs demandent s'ils seraient toujours en faveur d'une augmentation des dépenses en éducation si cela était associé à un niveau de taxation supérieur à celui en vigueur. Ils calculent ensuite une régression de type probit, où la quantité est la proportion de réponses positives. L'article de Bergstrom et al. est également intéressant en raison des caractéristiques propres aux ménages utilisées dans la régression. Ces facteurs nous intéressent puisqu'ils sont également susceptibles d'être intégrés dans la demande d'éducation privée. Du point de vue culturel, on trouve le fait d'être noir ou blanc, et d'être catholique, juif ou protes-

tant. Les auteurs ajoutent également la proportion de noirs dans le district. On retrouve aussi la situation d'emploi des parents, soient "employé" ou "sans emploi", l'âge des parents, et l'âge des enfants du ménage.

La méthode de régression hédonique est contestée par Kim [1988] vers la fin des années 1980. Ce dernier propose plutôt d'estimer la demande d'éducation simultanément avec les autres fonctions de demande des ménages, soit la demande de biens durables, la demande de biens non-durables et la demande de "biens autres". L'auteur soutient que l'on doit estimer un système d'équation complet si on ne suppose pas que les préférences des ménages sont séparables et homothétiques. En utilisant un modèle économétrique Translog-LES, il obtient que la demande d'éducation est élastique par rapport au revenu, et que cette élasticité est égale à 1.34. De même, avec une élasticité-prix de -1.31, il remarque que la demande d'éducation réagit davantage aux prix que ce qu'affirmait Perkins.

Brasington [2000] suggère d'estimer simultanément l'offre et la demande d'éducation, puisque les résultats obtenus par les autres auteurs sont vulnérables au biais d'équations simultanées. Dans ses équations d'offre et de demande d'éducation publique, l'auteur suggère une certaine substituabilité entre l'école publique et privée en incluant les prix des deux alternatives. Il obtient une relation presque nulle entre la variation de l'effectif public et les prix de l'éducation privée, ce qui laisse présager l'existence d'une fonction de demande d'éducation privée inélastique.

Les articles précédents sont intéressants puisqu'ils nous informent à propos des méthodes d'estimation pouvant être utilisées, ainsi qu'à propos de variables susceptibles de faire varier la demande d'éducation, privée ou publique. Cependant, certains auteurs se sont explicitement penchés sur la demande d'éducation privée. Celle-ci a davantage été traitée à partir des années 1990.

Le travail de James [1993] est très intéressant à ce propos. L'auteure tente d'évaluer les raisons qui expliquent que différentes structures public-privé puissent exister dans les systèmes d'éducation primaires et secondaires de nombreux pays, développés ou non. Elle soutient qu'une présence étendue du secteur privé peut provenir d'une hétérogénéité culturelle importante dans un pays, et spécialement d'une hétérogénéité religieuse marquée. Elle trouve également qu'une

augmentation des inégalités de revenu, mesurée à l'aide du coefficient de Gini, est généralement associée à une augmentation de la proportion des effectifs totaux fréquentant les écoles primaires et secondaires privées. Une augmentation du PIB per capita a, selon ses estimations, l'effet contraire.

James postule finalement que l'importance de la demande excédentaire d'éducation dans un pays puisse y faire augmenter l'importance relative du secteur privé. La demande excédentaire est constituée des élèves que le secteur public d'un pays est incapable d'intégrer, faute de ressources. On peut citer en exemple nombre de pays sous-développés, où le manque d'écoles et de professeurs se fait criant. Un tel argument est intéressant, puisque plusieurs intervenants dans le milieu québécois de l'éducation affirment que nombre d'écoles primaires et secondaires privées sont nées dans un tel contexte au Québec avant la révolution tranquille. Sur le plan méthodologique, l'auteur utilise des estimateurs de moindres carrés ordinaires classiques, mais utilise également un modèle à variables instrumentales pour solutionner certains problèmes d'endogénéité, notamment en ce qui concerne le vecteur d'effets non-observés.

L'idée de l'effet de la demande excédentaire sur la demande d'éducation privée est entre autres reprise par Hoxby [1994], qui étudie la nature de la concurrence qu'oppose le secteur privé aux écoles publiques.

Lemelin [1998] reprend essentiellement le point de vue de James [1993] quant aux raisons qui justifient l'existence d'une demande différenciée pour l'éducation privée en général. Il propose que "la différenciation de la demande s'appuie davantage sur des facteurs culturels : la demande d'enseignement privé augmente avec la diversité religieuse, raciale, ethnique ou linguistique".¹ C'est ainsi qu'il explique l'existence d'un secteur privé si important dans une province comme le Québec, où l'argument d'unité nationale est souvent invoqué en faveur de l'école publique. Pour lui, les motivations des établissements privés, souvent à but non-lucratif, est d'abord religieuse et idéologique.

Hatch [1998] abonde également dans ce sens. Il estime que la proportion de l'effectif total

¹ Voir Lemelin, page 474.

fréquentant le secteur privé dépend principalement de deux facteurs : les inégalités à l'intérieur du district étudié et l'appartenance religieuse. Hatch construit un modèle où les catholiques de certaines communautés aux États-Unis choisissent le lieu où ils vivent en fonction de la composition religieuse des différents districts. Ainsi, certains districts ont une population de catholiques très concentrée et une proportion démesurée de l'effectif primaire et secondaire total qui fréquente les écoles privées. Hatch vérifie ses hypothèses avec les données du *School Districts Data Book*. Il ajoute finalement que les inégalités de revenus dans un district et la proportion de catholiques qui y vivent présentent généralement une certaine corrélation.

Buddin, Cordes et Kirby [1998], pour leur part, tentent d'évaluer comment les ménages font leur choix entre une école publique et une école privée. Leur approche vise à déterminer certains facteurs qui poussent les familles à intégrer leurs enfants dans des écoles privées, après avoir contrôlé pour les caractéristiques des écoles. Ils trouvent que l'éducation est un bien normal, incluant l'éducation privée, mais qu'aux États-Unis le taux de fréquentation des écoles privées dépend fortement des caractéristiques religieuses des différentes communautés, et surtout de la proportion de catholiques. Ils trouvent finalement que le choix de l'école privée puisse provenir de la forme des préférences de certains ménages qui valorisent davantage l'éducation.

Un courant de recherche récent, qui s'inscrit également dans la recherche de facteurs culturels susceptibles d'expliquer la demande d'éducation privée, porte sur les phénomènes de "native flights" vers le secteur privé. Il semble que, dans certains pays où l'immigration est importante comme les États-Unis ou le Canada, des résidents natifs préfèrent envoyer leurs enfants dans des écoles où la présence des immigrants est moins marquée. Betts et Fairlie [2003] s'inscrivent dans ce courant de recherche. Pour le cas des États-Unis de 1990 et de 2000,² ils trouvent qu'une plus grande proportion d'immigrants dans la population est associée avec une augmentation de la proportion de l'effectif total fréquentant des écoles privées. De plus, une plus grande proportion de citoyens "natifs" de couleur noire dans un district pousserait la population blanche à envoyer davantage ses enfants à l'école privée. Ils obtiennent qu'un taux de criminalité plus important a un effet similaire.

²Les auteurs utilisent des données de recensement.

CHAPITRE III

CRITÈRE DE RENTABILITÉ FINANCIÈRE

Divers organismes québécois impliqués dans le milieu de l'éducation ont récemment proposé au gouvernement du Québec d'abolir complètement le financement public des écoles privées. Parmi les arguments invoqués pour le retrait des subventions figurait celui de la rentabilité financière d'une telle mesure.¹ La partie financière de la proposition du *Regroupement pour la défense et la promotion de l'école publique* est intégralement reprise dans le mémoire présenté en commission parlementaire par la Fédération des Commissions Scolaires du Québec (FCSQ).

Ces organismes soutiennent que si le gouvernement provincial retirait l'ensemble des subventions au secteur privé, alors 50% de l'effectif primaire et secondaire privé cesserait de fréquenter ce secteur au profit des écoles publiques. Une telle hypothèse à propos de l'élasticité de la demande d'éducation privée leur permet d'évaluer que l'État québécois retirerait un gain de 74.5 millions de dollars par année d'une telle mesure.

Notre démarche vise à estimer empiriquement l'élasticité de la demande d'éducation québécoise à l'aide des données présentement disponibles. Comme nous l'expliquerons en 3.1, nous évaluons uniquement l'effet de la variation de la demande d'éducation sur les coûts totaux du gouvernement québécois. Par conséquent, nous ne tenons pas compte des autres coûts ou bénéfices qui pourraient être engendrés par le retrait des subventions aux écoles primaires et secondaires

¹Cette proposition peut être consultée dans le document intitulé *Déclaration du Regroupement pour la défense et la promotion de l'école publique : Le gouvernement doit mettre fin au financement public des écoles privées*.

privées.

3.1 Coûts et bénéfices publics d'un réseau privé

Du point de vue financier, l'existence d'un réseau public procure des bénéfices et des coûts au gouvernement du Québec. En attirant un nombre important d'élèves, le secteur privé libère le gouvernement du Québec d'une importante charge financière. Pour un élève moyen qui ne nécessite pas une assistance psycho-sociale particulière, le coût de former un élève est généralement comparable dans les deux réseaux. Ainsi, pour chaque élève qui fréquente le secteur privé, l'État est libéré du coût moyen de former un tel élève. L'ensemble du gain financier de l'État provenant du secteur privé est donc constitué du coût de former tous les élèves du secteur privé au secteur public. Autrement dit

$$B = CM_{pub} \cdot EF_{pr}$$

où B représente les bénéfices de l'État, CM_{pub} représente le coût moyen de former un élève au public et EF_{pr} représente l'effectif privé total.

Dans le cas où les écoles privées sont complètement auto-suffisantes et où elles ne reçoivent pas de soutien financier du gouvernement, les coûts financiers du secteur privé sur l'État sont très faibles. Lorsque le gouvernement offre un soutien financier à ces dernières, ce coût consiste en l'ensemble des sommes transférées au secteur privé. Nous considérons ces transferts aux écoles privées sous la forme d'une subvention moyenne par élève multiplié par l'effectif privé. Le coût financier du gouvernement est donc représenté par

$$C = S \cdot EF_{pr}$$

où S =subvention par élève.

Ainsi, pour une année donnée, le bénéfice net du gouvernement provenant du secteur privé est constitué de

$$B_{net} = [B - C] = [CM_{pub} \cdot EF_{pr}] - [S \cdot EF_{pr}]$$

$$B_{net} = \underbrace{[CM_{pub} - S]}_{\text{Bénéfice net par élève}} \times \underbrace{EF_{pr}}_{\text{Effectif privé}}. \quad (3.1)$$

Toutefois, l'effectif privé total peut varier en fonction du niveau des subventions. Une baisse des subventions cause presque nécessairement une hausse des frais de scolarité, exerçant ainsi une pression à la baisse sur la demande d'éducation privée. Par conséquent, la partie gauche de l'équation 3.1 nous montre qu'une baisse des subventions, pour un coût moyen de formation constant dans le secteur public, a pour premier effet de faire augmenter le bénéfice net du gouvernement. Cependant, le nombre d'élèves au privé risque de diminuer en conséquence d'une telle mesure, ce qui pousserait à la baisse le bénéfice net du gouvernement. Ainsi, à quel montant faut-il fixer le montant des subventions ? Tout dépend en fait de la sensibilité de la demande d'éducation privée à des variations de subventions.

Le montant de subvention par élève octroyé au secteur privé pourrait possiblement être établi de façon à maximiser le bénéfice net du gouvernement. Cependant, nous tenterons plutôt de vérifier si un retrait pur et simple de toutes les subventions aux écoles privées s'avérerait rentable pour le gouvernement. Cette opération passe nécessairement par l'évaluation empirique de l'élasticité-subvention de la demande d'éducation privée québécoise, c'est à dire l'ampleur de la variation en pourcentage de l'effectif privé total lorsque les subventions varient.

Variation du bénéfice net du gouvernement

Nous voulons évaluer l'effet d'une variation dans le niveau des subventions aux écoles privées. Par conséquent, nous devons présenter l'équation 3.1 sous forme de variations :

$$\begin{aligned} \Delta B_{net} &= \Delta(CM_{pub} - S) \cdot EF_{pr} + (CM_{pub} - S) \Delta EF_{pr} \\ &= CM_{pub} \Delta EF_{pr} - S \Delta EF_{pr} - \Delta S \cdot EF_{pr}. \end{aligned}$$

Cette équation est constituée de trois éléments qui nous sont connus. D'abord, le coût moyen de former un élève au secteur public était de 5 716.91\$ en 1998.² Ce coût moyen a été calculé en divisant l'ensemble des dépenses gouvernementales réelles de 1998 au titre de l'enseignement primaire et secondaire desquelles on a soustrait les transferts aux écoles privées, divisées par l'effectif public total. Les dépenses totales au titre de l'enseignement primaire et secondaire sont disponibles au tableau 478-0014 de Statistique Canada. Pour sa part, la subvention provinciale moyenne par élève au privé, qui nous est donnée par le revenu des écoles privées provenant des gouvernement divisé par l'effectif privé total, était de 2 778.01\$ en 1998.³ Nous considérons fixe la subvention par élève.

Le *Regroupement pour la défense et la promotion de l'école publique* fait l'hypothèse d'un retrait total des subventions au secteur privé. En conséquence, comme la subvention par élève s'élevait à 2 778\$ par élève en 1998, la variation hypothétique que nous utiliserons pour trouver un critère de rentabilité sera de -2 778\$, de telle sorte que l'ensemble des subventions aient été retirées.

Nous pouvons faire correspondre cette donnée avec l'équation en variations présentée plus haut. La variation du bénéfice net du gouvernement consécutive à une telle diminution des subventions serait donc :

$$\Delta R_{net} = \underbrace{(5716.91 \cdot \Delta EF_{pr})}_{\leq 0} + \underbrace{(2778.01 \cdot 102613)}_{> 0}.$$

Nous obtenons ainsi une équation et une inconnue : la variation de l'effectif privé total, que nous devons estimer à l'aide de méthodes économétriques. Cependant, il nous est possible de trouver la valeur de ΔEF_{pr} pour laquelle le retrait total des subventions ne crée ni bénéfice ni coût financier pour le gouvernement. Pour ce faire, nous posons $\Delta R_{net} = 0$ et isolons de ΔEF_{pr} . Nous obtenons qu'une diminution de l'effectif privé total d'environ 49 863 élèves consécutive au retrait des subventions égaliserait les coûts et les bénéfices financiers de cette mesure. Avec

²L'ensemble des valeurs monétaires sont présentées en dollars réels de 2001.

³Cet effectif était de 102 613 élèves en 1998. Il s'agit de l'effectif privé total, subventionné ou non.

une logique similaire, nous savons qu'une diminution plus importante de l'effectif privé causerait une perte financière nette au gouvernement, et qu'une diminution moindre engendrerait des revenus nets.

Pour donner une idée générale de la situation, une diminution de 49 863 élève signifierait que 48.6% de l'effectif privé quitterait ce secteur, et que 51.4% de la clientèle privée y resterait. Le tableau 3.1 présente l'effet financier net du retrait total des subventions pour le gouvernement, selon la variation de l'effectif privé total.

Tableau 3.1 Évaluation de l'effet financier net sur l'État selon les données effectives, Année 1998

<i>% de l'effectif privé total demeurant au privé</i>	<i>Effet financier net (\$)</i>
20	- 184 243 228
30	- 125 580 300
40	- 66 917 371
50	- 8 254 442
51.4	0
60	50 408 485
70	109 071 414

Les données utilisées ici diffèrent de celles figurant dans le calcul du mémoire de la FCSQ. La principale différence est que nous travaillons avec l'effectif privé total plutôt que l'effectif privé subventionné seulement. La principale raison est qu'il n'existe pas de données canadiennes standardisées et fiables sur les effectifs privés subventionnés seulement.

Même en considérant que l'inclusion de l'effectif privé non-subventionné dans nos calculs a probablement eu l'effet de diminuer sur papier la subvention effective par élève subventionné, cette particularité est annulée lors du calcul du bénéfice net du gouvernement (on considère plus d'élèves que d'élèves strictement subventionnés, à un taux de subvention un peu plus bas). De

plus, dans notre estimation de la variation totale de l'effectif privé consécutive à une variation des subventions totales, l'existence de cet effectif non-subventionné sera pris en compte via sa non-sensibilité aux variations de subventions.

En ce qui concerne la variation du bénéfice net du gouvernement, on retrouve encore un effet très limité de l'omission du fait que tous les élèves ne sont pas subventionnés. D'abord, le coût supplémentaire susceptible d'être supporté par le gouvernement demeure $CM_{pub} \cdot \Delta EF_{pr}$ où ΔEF_{pv} tiendra compte de cette spécificité. Deuxièmement, le facteur $-(\Delta S \cdot EF_{pr})$, bien que sous-estimant la subvention effective par élève, tient compte de l'effectif privé total. Nous pouvons conclure de cette méthodologie qu'elle est à toute fin pratique exacte pour étudier le problème qui nous occupe. Il importe finalement de noter que l'effectif privé non-subventionné ne semble pas avoir été très important sur la période étudiée, se chiffrant à un peu plus de 2 000 élèves pour l'année 1998.

De façon générale, nous pouvons tirer de notre démarche un critère spécifique de rentabilité :

Une diminution de l'effectif privé total de 49 863 élèves consécutive au retrait total des subventions aux écoles privées égaliserait les coûts et les bénéfices financiers d'une telle mesure pour le gouvernement du Québec. Une plus grande diminution occasionnerait une perte financière nette pour le gouvernement, et vice-versa.

CHAPITRE IV

TECHNIQUES D'ESTIMATION

4.1 Quelques hypothèses

Avant de présenter les variables qui seront utilisées lors de nos régressions, il importe de préciser certaines hypothèses faisant partie intégrante de notre démarche. Tout modèle économique doit se baser sur des hypothèses concernant les agents économiques, ici les ménages qui *consomment* de l'éducation privée, sur la forme et le fonctionnement des systèmes économiques ou sur les caractéristiques des données utilisées. Concernant ces dernières caractéristiques, notre hypothèse principale est que certaines données nécessaires ne sont pas observées ou observables. C'est cette hypothèse qui nous porte à utiliser des modèles d'estimation comme ceux à effets fixes, aléatoires ou à utiliser les moindres carrés indirects. Nous préciserons dans les sections subséquentes les particularités de ces modèles.

Nous avons aussi posé des hypothèses concernant le comportement des consommateurs d'éducation privée. La principale consiste à dire que la demande d'éducation privée de l'ensemble des ménages canadiens présente une certaine homogénéité. Cette hypothèse est importante dans le contexte de cette étude car elle nous permet d'utiliser des données agrégées pour l'ensemble des provinces canadiennes. Toutefois, nous tenons compte de l'existence d'une certaine hétérogénéité quant à la demande d'éducation privée. Cette hétérogénéité est caractérisée par des facteurs propres à chaque province canadienne.

Ces hypothèses nous permettent de procéder à des régressions sur un plus grand nombre de données, plutôt que sur les seules 13 années disponibles pour le Québec. Pour cette raison, nous

avons bâti une mesure de la proportion du revenu des écoles privées provenant de fonds publics valide pour toutes les provinces canadiennes, et surtout qui permet de comparer les provinces entre elles.

Nous faisons une hypothèse sur la forme de la demande agrégée d'éducation privée en postulant que cette dernière est linéaire. Une telle hypothèse permet de simplifier l'analyse économique et d'utiliser des méthodes économétriques plus conviviales. Il nous faut cependant garder en tête que l'analyse de grandes variations dans le niveau des subventions pourrait être biaisé par l'imposition d'une telle forme fonctionnelle pour la fonction de demande agrégée.

Finalement, il est nécessaire d'ajouter que nous considérons l'éducation primaire et secondaire privée comme un seul bien, et postulons qu'il existe une fonction de demande agrégée valide simultanément pour ces deux niveaux d'éducation. Cette hypothèse est d'abord motivée par le manque de disponibilité des données désagrégées. Aussi, l'obtention d'une seule fonction de demande agrégée pour chaque province permet de trouver plus facilement l'effet financier net pour l'État de politiques budgétaires concernant les subventions directes aux établissements.

Par ailleurs, notre approche qui consiste à utiliser une fonction de demande d'éducation agrégée linéaire est justifiée dans la littérature, notamment dans James [1993]. Cette dernière est notamment citée dans Lemelin [1998].

4.2 Effets à estimer

Un modèle de régression comme celui qui sera utilisé pour estimer la demande d'éducation privée a comme objectif d'estimer l'effet de variables explicatives sur une variable à expliquer, ici la proportion de l'effectif scolaire total fréquentant le secteur privé. Or, nombre de facteurs peuvent influencer une telle variable. Il est donc important d'en identifier le plus grand nombre possible, de façon à expliquer la plus grande partie possible des variations de la variable à expliquer. On dit qu'un modèle de régression où suffisamment d'effets pertinents ont été identifiés est correctement spécifié.

Notons que l'un des principaux problèmes méthodologiques auxquels nous faisons face présen-

tement est l'absence de bases de micro-données portant sur des ménages individuels québécois, où l'on retrouverait le nombre d'enfants fréquentant l'école publique ou privée, un vecteur de caractéristiques propres à chaque ménage, ainsi que le prix payé pour chaque enfant en frais de scolarité ou en subventions. Par conséquent, nous devons trouver des méthodes alternatives à la régression hédonique sur des données désagrégées. Nous devons également construire une base de données avec des statistiques provenant de diverses origines.

Nous désirons souligner que nos données ne proviennent pas d'enquêtes où nous travaillons sur un échantillon, et où nous devons faire de l'inférence statistique pour appliquer nos estimations à la population. Dans l'ensemble, nos données proviennent de grands agrégats provinciaux et ne sont pas sujets à des biais échantillonnaires.

4.2.1 Variables observées

Production agrégée

Nous traitons ici des effets pour lesquels il nous est possible d'obtenir des données. Nous croyons que l'éducation puisse présenter les caractéristiques d'un bien normal. Nous nous attendons donc à ce qu'il n'existe pas de relation inverse entre la quantité consommée d'éducation privée et le niveau de revenu d'un ménage. Par conséquent, nous avons établi qu'il pourrait être utile d'ajouter le PIB per capita parmi les facteurs de contrôle. Le PIB constitue une mesure de l'ensemble de la production d'une province aux prix du marché pour une année donnée. Divisée par la population de la province en question, nous obtenons un indice de la variation de la production moyenne, elle-même associée au revenu par habitant. On peut retrouver le PIB réel per capita des provinces dans les Comptes économiques provinciaux, soit au tableau 380-0013 chez Statistique Canada.

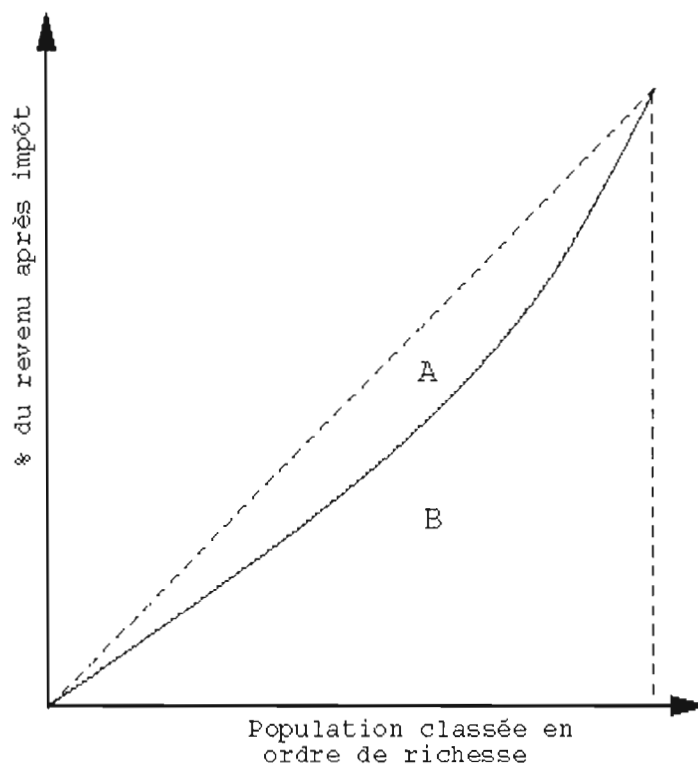
De 1985 à 1998, on remarque que les provinces atlantiques ont affiché un PIB réel per capita beaucoup plus faible que celui de toute autre province. Ce dernier est passé de 17 500 dollars par personne (dollars enchaînés de 1997). Le Québec, la Saskatchewan et le Manitoba sont constamment demeurés sous la moyenne canadienne, qui a passée de 25 700\$ par habitant en

1985 à 30 471\$ en 1998. Plus particulièrement, le PIB réel per capita du Québec est passé de 22 820\$ à 26 647\$ sur la période observée. La Colombie-Britannique, l'Ontario et particulièrement l'Alberta ont contribué à hausser la moyenne canadienne durant presque toute la période observée, la seule exception étant la Colombie-Britannique qui a vu son PIB réel per capita descendre sous la moyenne canadienne de 1996 à 1998. L'écart entre le Québec et l'Ontario s'est généralement situé en moyenne à 6 225\$, et l'écart entre le Québec et l'Alberta a été en moyenne de 9 106\$.

Distribution de la richesse

En incluant le revenu per capita comme variable explicative, notre objectif est d'évaluer l'effet du revenu familial moyen sur la demande d'éducation privée. Cependant, il importe de savoir de quelle façon le revenu est distribué dans l'économie. Par exemple, un fort PIB per capita pourrait être associé à une faible distribution du revenu, de telle sorte qu'une minorité de la population puisse avoir un revenu très important et qu'une forte majorité vive dans la pauvreté. Dans un tel cas, le PIB per capita constituerait une mesure incomplète du revenu effectif par habitant, et une mesure de dispersion du revenu serait nécessaire comme variable de contrôle additionnelle.

Nous avons donc utilisé le coefficient de Gini pour le revenu après impôt multiplié par 1 000. Ce dernier constitue une mesure classique de dispersion du revenu dans l'économie. Dans son format original, ce coefficient varie entre les valeurs 0 et 1 et est d'autant plus petit que la distribution du revenu est égalitaire dans une province donnée. On calcule ce coefficient en établissant la distribution en centiles de la population d'une province en fonction du revenu après impôt. On détermine ensuite le pourcentage du revenu total après impôt affecté à chaque centile. Ainsi, si on se réfère à la figure 4.2.1, le coefficient de Gini est représenté par l'aire de la zone A divisée par l'aire totale sous la droite à 90°. Par exemple, une distribution située sur cette droite représenterait une situation d'égalité parfaite. L'aire de A serait égale à 0 et le coefficient serait nul. Dans les données, on remarque que le Québec, les provinces de l'Atlantique et le Manitoba présentent, sur l'ensemble de la période allant de 1985 à 1998, les coefficients de Gini les plus faibles au Canada. L'opposé s'applique à l'Ontario et l'Alberta.

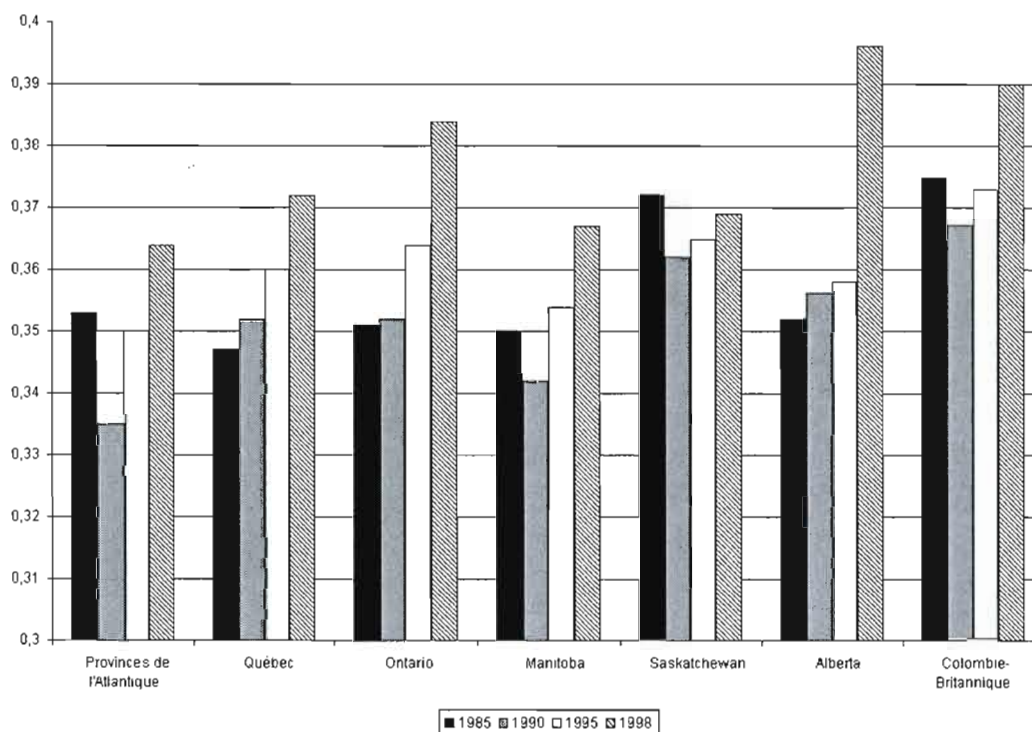


Graphique 4.1 Le calcul du coefficient de Gini

Sur la période 1985-1998, nous avons vu en général les coefficients de Gini après impôt croître, et cela dans chaque province. Le graphique 4.2.1 présente ces coefficients pour les années 1985, 1990, 1995 et 1998. L'Alberta et la Colombie-Britannique ont dominé en terme d'inégalités de revenu sur toute cette période. Cependant, l'Ontario n'était pas très loin de les rejoindre en 1998. Le Québec, avec la Saskatchewan et le Manitoba, se sont tenus au milieu du peloton canadien avec un coefficient de Gini d'environ 0.37 en 1998. De son côté l'Atlantique, sur toute la période étudiée, a été la province où les inégalités de revenus étaient les moins prononcées.

Facteurs culturels

En troisième lieu, nous avons contrôlé pour la situation linguistique des provinces. Nous avons calculé, pour chaque année étudiée, la proportion de francophones, d'anglophones et d'allophones dans chaque province. Des coefficients significatifs reliés à ces ratios nous permettront



Graphique 4.2 Coefficients de Gini, Provinces canadiennes (revenu après impôt)

de déduire que l'hétérogénéité culturelle d'une province exerce une pression à la hausse sur l'effectif privé total. Il n'existe pas, sur une base canadienne, de données annuelles et standardisées sur la situation linguistique des provinces. Cependant, les recensements nous donnent le nombre de francophones, d'anglophones et d'allophones à tous les 5 ans. Nous avons donc utilisé les données de recensements de 1981, 1986, 1991, 1996 et 2001, pour ensuite estimer la situation linguistique des provinces entre ces années en traçant des moyennes linéaires.

Qualité et existence de substituts

Deux variables importantes sont susceptibles d'être des facteurs importants de la demande d'éducation privée. D'abord, l'existence de substituts, ici l'école publique, peut être importante. Par exemple, si nous procédions à des estimations sur une base de micro-données, nous serions probablement en mesure de voir que dans certaines régions éloignées, l'absence d'écoles

privées a comme conséquence que tous les élèves fréquentent l'école publique. Dans ces cas, l'école privée n'est pas un substitut à l'école publique. Cependant, l'estimation d'une fonction de demande agrégée rend difficile l'estimation d'un tel effet. D'un point de vue agrégé, une présence accrue d'écoles privées dans la plupart des régions d'une province s'accompagne nécessairement d'une plus grande part de l'effectif total qui fréquente les écoles privées. Nous pensons que s'il existe une situation généralisée où, dans une province, il n'existe pas de substitut privé à l'école privée, qu'alors cet effet pourrait être capté en bonne partie par les variables binaires provinciales.

Il est possible que les ménages comparent la qualité de l'éducation publique et privée avant de choisir dans quel système ils enverront leurs enfants. Nous avons calculé la dépense moyenne par élève dans les deux réseaux. Dans le cas du secteur privé, cette dépense est constituée des dépenses totales des écoles privées divisées par l'effectif total. Dans le cas du secteur public, nous avons utilisé les dépenses publiques totales au titre de l'éducation primaire et secondaire, desquelles on a soustrait les subventions aux écoles privées, divisées par l'effectif public total. Nous avons ensuite fait la différence entre la dépense moyenne des deux réseaux. D'une part, cette variable ne s'est pas avérée significative. D'autre part, nous pensons qu'elle n'est pas pertinente, puisque la dépense moyenne des écoles publiques inclut des dépenses importantes pour des élèves handicapés, en difficulté d'apprentissage et d'adaptation, etc.

4.2.2 Variables non observées

Les effets observables sont souvent relativement faciles à identifier. Même dans le cas où leur identification est moins aisée, il demeure possible de procéder à des estimations de façon à évaluer leur pertinence. Tel n'est pas le cas lorsque nous pensons que certains éléments, non observables ou pour lesquels il n'existe pas de données disponibles, puissent exercer une influence significative sur la variable à expliquer. La première étape est de tenter d'identifier ces effets. La seconde étape sera d'élaborer une méthode d'estimation qui nous permettra de tenir compte de leur présence.

Le niveau de l'effectif privé dans une province peut être en partie déterminé par des aspects de

mentalités ou de traditions. Chaque collectivité n'a pas nécessairement le même rapport à ses institutions et ne perçoit pas nécessairement le rôle de l'éducation de la même façon. Une telle réalité possède plusieurs caractéristiques. D'abord, les effets d'une telle disposition culturelle doivent être relativement stables dans le temps pour une province donnée.

Un second effet non observé qui s'avère fondamental est constitué par la situation religieuse des provinces. Bien malheureusement, nous n'avons pas été en mesure de trouver des données uniformes et régulières à ce propos. Nous considérerons toutefois les aspects religieux, par exemple l'importance de la pratique religieuse, comme un effet persistant. Ce dernier peut être également corrélé avec les aspects culturels cités plus haut.

Une partie de ces effets inobservés, notamment en ce qui concerne les politiques publiques, sera captée par des variables binaires établies pour chaque province. L'un des problèmes que nous rencontrons en raison de l'utilisation de variables binaires est que ces dernières sont difficiles à interpréter. Ainsi, il nous serait préférable d'être en mesure d'identifier tous les facteurs qui déterminent le pourcentage de l'effectif total qui fréquente le secteur privé, et de contrôler correctement pour tous les effets non observés à l'aide des méthodes économétriques pertinentes. Cependant, nos variables dichotomiques sont en général statistiquement significatives, ce qui nous fait croire qu'elles sont en mesure de capter certains effets de niveaux spécifiques aux différentes provinces.

Certains aspects religieux ou culturels pourront également être captés par les ratios représentant la situation linguistique des provinces. Il nous semble donc possible qu'une part importante des variations de l'effectif privé total dépendra d'effets non observés. La méthode d'estimation présentée dans la section qui suit permettra donc de contrôler ces effets.

4.3 Modèles d'estimation

L'existence conjointe d'effets observés et inobservés impose certaines contraintes sur la méthode d'estimation. Les méthodes classiques, comme les moindres carrés ordinaires (MCO), ne sauraient être utilisées dans un tel contexte. La raison en est que l'impossibilité de prendre en compte ces facteurs inobservés, mais néanmoins bien réels, nous empêcherait de spécifier correctement le modèle. En d'autres mots, cela signifie que l'omission de ces variables aurait comme conséquence de nous fournir un vecteur d'estimateurs systématiquement biaisés pour les variables observées.

Le caractère temporel de nos données nous permet toutefois de contrôler pour les effets inobservables moyennant certaines hypothèses. Ainsi, nous pouvons inclure dans nos régressions un effet spécifique à chaque province. Ce dernier pourra être considéré fixe ou encore comme variant autour d'une certaine moyenne. Dans les lignes qui suivent, nous présentons le modèle à effets aléatoires et celui à effets fixes. Ensuite, nous discuterons d'un modèle de moindres carrés indirects, c'est-à-dire un modèle d'estimation par variables instrumentales juste identifié.

4.3.1 Modèle à effets aléatoires

Le modèle à effets aléatoires est calculé à l'aide des moindres carrés généralisés. Cette approche est semblable à celle des moindres carrés ordinaires traditionnels, à l'exception du fait que l'estimateur est pondéré à l'aide d'une matrice de variances-covariances. Cette matrice, que l'on appelle Ω , a généralement comme effet de donner des pondérations moins importantes aux observations qui ont une variance plus élevée lors du processus d'estimation.

Cette technique permet de retirer certains effets indésirables, comme ceux dus à l'hétéroscédasticité des erreurs aléatoires et de rendre l'estimateur convergent. Le modèle à effets aléatoires, cependant, présente une matrice de variances-covariances des erreurs aléatoires dont la forme est particulière, comme nous le verrons.

Considérons d'abord un modèle général susceptible de représenter les différents déterminants de la variation de la proportion de l'effectif scolaire total fréquentant le secteur privé :

$$Y_{it} = \mathbf{x}'_{it}\beta + c_i$$

où $i=1, \dots, 7$ et $t=1985, \dots, 1998$.

On remarque dans cette régression que la variable à expliquer est la proportion de l'effectif scolaire total fréquentant le secteur privé. Le vecteur \mathbf{x}_{it} contient les variables explicatives. L'indice i représente les province (ex : 1=Atlantique, 2=Ontario, etc) et l'indice t représente les années.

Il importe ici de noter qu'une seule variable explicative, c_i , se situe hors du vecteur \mathbf{x}_{it} . Ce facteur capte les effets inobservés dans les données. Nous faisons l'hypothèse fondamentale que ce vecteur d'effets inobservés ne varie pas dans le temps mais uniquement entre les provinces, ce qui explique que c_i ne soit pas affecté d'un indice de temps. Autrement dit, chaque province a un ensemble d'effets inobservés mais qui lui est propre.

Pour chaque période et pour chaque observation, la variable à expliquer est théoriquement donnée par une telle équation. Par conséquent, pour chaque observation i (c'est-à-dire pour chaque province i) le vecteur pour la variable à expliquer \mathbf{Y}_i équivaut à :

$$\mathbf{Y}_i = \mathbf{x}'_i\beta + \mathbf{J}_T c_i \quad \text{où } i=1, \dots, 7.$$

La matrice $\mathbf{J}_T c$ représente une matrice unitaire de taille $T \times 1$. Autrement dit,

$$\mathbf{J}_T = \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}_{T \times 1} \Rightarrow \mathbf{J}_T c_i = \begin{pmatrix} c_i \\ \vdots \\ c_i \end{pmatrix}_{T \times 1}.$$

Ainsi, on réalise que le facteur c_i est toujours le même, quelle que puisse être l'observation.

Dans un contexte où nous ne connaissons pas les valeurs du vecteur β et où nous voulons l'estimer, il nous est nécessaire d'inclure à l'équation un vecteur d'erreurs aléatoires \mathbf{u}_i . Cela vient principalement du fait que nous ne pouvons jamais estimer parfaitement la relation entre

une variable à expliquer et des variables explicatives. Si le modèle est bien spécifié, $E(\mathbf{u}_i) = 0$. Notre équation est donc :

$$\mathbf{Y}_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \mathbf{J}_T c_i + \mathbf{u}_i \text{ où } i=1, \dots, 7.$$

La minimisation des carrés de ces erreurs aléatoires nous permettra d'obtenir un vecteur d'estimateurs $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{K \times 1}$. Toutefois, les erreurs aléatoires ne peuvent être minimisées de n'importe quelle façon. Dans le meilleur des cas, des résultats d'estimations efficaces et non biaisés nous seraient fournis par le modèle à effets aléatoires. Les conditions qui doivent être respectées pour appliquer un tel modèle sont sommes toutes restrictives.

D'abord, l'espérance de l'erreur aléatoire, conditionnelle à c_i et \mathbf{x}_i , doit être nulle. Une spécification correcte du modèle et la détermination de facteurs explicatifs pertinents et significatifs constituent une garantie suffisante en ce qui concerne la vérification d'une telle hypothèse. De plus, il ne faut pas que le vecteur d'effets inobservés soit corrélé avec le vecteur d'effets observés. Cette condition est la plus problématique. Elle peut néanmoins être vérifiée à l'aide d'un test de Hausman. Ce test procède au calcul des différences entre les vecteurs d'estimateurs pondérés obtenus grâce au modèle à effets aléatoires et à celui à effets fixes, que nous abordons dans la sous-section suivante. Comme ces deux vecteurs d'estimateurs sont convergents sous l'hypothèse 1b, un résultat non significativement différent de zéro signifie que cette hypothèse est vérifiée et que le modèle à effets aléatoire peut être utilisé.¹ Nous aborderons cette question plus en détails au chapitre suivant.

Hypothèse A - 1 a) $E(\mathbf{u}_i | \mathbf{x}_i, c) = 0$ b) $E(c | \mathbf{x}_i) = 0$

Une fois que ces conditions de stricte exogénéité (a) et d'orthogonalité (b) sont vérifiées, nous pouvons procéder à un calcul d'estimation. Le modèle à effets aléatoire procède par la création d'une erreur composite, constituée des erreurs aléatoires et des effets inobservés. Le système d'équations à estimer devient donc :

¹ Voir Greene [2003], p.301 pour plus de détails.

$$\mathbf{Y}_i = \mathbf{x}_i' \beta + \mathbf{v}_i \text{ où } i=1, \dots, 7 \text{ et } \mathbf{v}_i = (\mathbf{u}_i + \mathbf{J}_T c_i).$$

L'estimation procédera par moindres carrés généralisés. Par conséquent, nous devons générer une matrice de variances-covariances de l'erreur composite de façon à donner la forme d'une constante à toute erreur aléatoire. Nous appellerons cette matrice Ω , une matrice de taille $(T \times T)$.² En théorie, cette matrice est de forme³

$$\Omega = E(\mathbf{v}_i \mathbf{v}_i')$$

$$= \begin{pmatrix} \sigma_u^2 + \sigma_c^2 & \sigma_c^2 & \dots & \sigma_c^2 \\ \sigma_c^2 & \sigma_u^2 + \sigma_c^2 & \dots & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \sigma_c^2 \\ \sigma_c^2 & & & \sigma_u^2 + \sigma_c^2 \end{pmatrix}.$$

Finalement, sous l'hypothèse qu'il n'y a pas de corrélation temporelle du terme d'erreur, c'est-à-dire que $E(u_{it}u_{is}) = 0 \quad \forall i \neq s$, on trouve que :

Hypothèse A - 2 a) $E(\mathbf{u}_i \mathbf{u}_i' | \mathbf{x}_i, c_i) = \sigma_u^2 \mathbf{I}_T$ b) $E(c_i^2 | \mathbf{x}_i) = \sigma_c^2$

En conséquence, nous pourrions estimer la matrice Ω de la façon suivante :

$$\hat{\Omega} = \hat{\sigma}_u^2 \mathbf{I}_T + \hat{\sigma}_c^2 \mathbf{J}_T \mathbf{J}_T'$$

L'*Estimateur Effets Aléatoires* consiste donc au calcul d'un estimateur par moindres carrés généralisés, pondérés par la matrice Ω ici développée. Par conséquent :

$$\hat{\beta} = (\sum_{i=1}^T \mathbf{x}_i' \hat{\Omega}^{-1} \mathbf{x}_i)^{-1} (\sum_{i=1}^T \mathbf{x}_i' \hat{\Omega}^{-1} \mathbf{Y}_i)$$

²Une condition nécessaire pour pouvoir procéder à l'estimation sera que cette matrice soit de rang complet.

³Voir Woldridge(2002) pp.257-265

$$= \begin{pmatrix} \widehat{\beta}_1 \\ \widehat{\beta}_2 \\ \vdots \\ \widehat{\beta}_K \end{pmatrix}.$$

Il importe ici de noter que tant que les deux parties de l'hypothèse 1 tiendront, la matrice d'estimateurs $\widehat{\beta}$ converge en probabilité vers la vraie valeur de β quand $N \rightarrow \infty$ pour un T donné. Notons que, dans le cas où l'hypothèse stipulant que la corrélation entre le facteur non observé et les autres variables explicatives est nulle n'est pas respectée, l'estimation avec les effets aléatoires n'est pas la plus efficace, et une estimation à l'aide du modèle à effets fixes (qui procède par différenciation) est préférable, étant donné que ce modèle requiert des hypothèses moins restrictives. Dans les faits, on vérifie la pertinence d'utiliser le modèle à effets aléatoires à l'aide du test de Hausman, qui vérifie s'il existe une différence systématique entre les coefficients pondérés estimés par les deux méthodes.

4.3.2 Modèle à effets fixes

Le modèle à effets fixe permet également de prendre en compte l'existence d'effets inobservés. La principale différence entre ce dernier et le modèle à effets aléatoires est qu'il considère ces effets inobservés comme fixes alors que le modèle à effets aléatoires les considère comme variant autour d'une certaine moyenne (l'amplitude de cette variation étant circonscrite par σ_c^2).

Nous travaillerons ici avec une spécification similaire à celle utilisée pour expliquer le modèle à effets aléatoires. Nous supposons un système à 14 équations pour chaque province i :

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\beta + c_i + u_{it}, t = 1, \dots, 14.$$

En insérant nos équations dans une matrice, on obtient le système suivant :

$$\mathbf{Y}_i = \mathbf{X}_i\beta + c_i\mathbf{J}_T + \mathbf{u}_i$$

Les effets fixes sont représentés par un vecteur $c_i\mathbf{J}_T$ qui est de taille $T \times 1$ pour chacune des provinces i . Pour pouvoir tenir compte de ces effets lors de l'estimation, nous procéderons à une transformation sur notre équation. Nous prenons d'abord une équation représentant les moyennes des matrices pour les 14 équations constituant le modèle. Cette équation est construite comme suit :

$$\bar{y}_i = \bar{\mathbf{x}}_i\beta + c_i + \bar{u}_{it}$$

où

$$\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it},$$

$$\bar{\mathbf{x}}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it} \text{ et}$$

$$\bar{u}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T u_{it}, t = 1, \dots, 14.$$

L'équation à estimer sera la suivante :

$$\dot{y}_{it} = \ddot{\mathbf{x}}_{it}\beta + \ddot{u}_{it}, t = 1, \dots, 14$$

où

$$\dot{y}_{it} \equiv y_{it} - \bar{y}_i$$

$$\ddot{\mathbf{x}}_{it} \equiv \mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i$$

et

$$\ddot{u}_{it} \equiv u_{it} - \bar{u}_i.$$

Ces différentes notations ne servent qu'à illustrer le fait que, pour chacun des sous-vecteurs qui caractérisent les différentes provinces (i.e. tous les vecteurs indicés i), nous procédons à une transformation telle que nous estimerons des écarts entre les éléments de ces vecteurs et la moyenne arithmétique des éléments qui la composent.

On peut finalement simplifier la notation en incluant les 14 équations caractérisant chaque province dans des matrices, ce qui donne le système suivant :

$$\ddot{\mathbf{y}}_i = \ddot{\mathbf{X}}_i\beta + \ddot{\mathbf{u}}_i.$$

La transformation opérée sur le système d'équations original a tout simplement fait disparaître le terme c_i . Comme tous les éléments de ce vecteur sont semblables pour une provinces donnée, on a que $(c_i \ddot{\mathbf{J}}_T) = 0$.

Cela signifie qu'après avoir opéré cette transformation, l'équation obtenue peut être estimée tout simplement par moindres carrés ordinaires. Une autre caractéristique de l'équation finale est qu'elle permet de conserver toutes les variables dichotomiques contenues dans le vecteur β . Cela signifie que les résultats obtenus avec cette méthode nous donnent une appréciation quantitative des autres effets fixes du modèle.

Le modèle à effets fixes nous permet de relâcher l'hypothèse selon laquelle les effets fixes inobservés c_i doivent être non-corrélés avec tous les éléments de la matrice \mathbf{x}_{it} . La raison en est que ces effets sont retirés de l'équation à l'aide de la transformée montrée précédemment. Cependant, certaines hypothèses doivent toujours tenir.

Hypothèse F - 1 $E(u_{it}|\mathbf{x}_i, c_i) = 0$

La première hypothèse est que l'espérance des erreurs aléatoires doit être centrée à zéro, étant donné les effets spécifiés dans l'équation, qu'ils soient observés ou non. En d'autres mots, c'est ce qu'on appelle la condition de stricte exogénéité. La seconde condition est plus technique :

Hypothèse F - 2 $Rang[E(\ddot{\mathbf{X}}_i'\ddot{\mathbf{X}}_i)] = K$

Si $\ddot{\mathbf{X}}_i$ est de taille $K \times K$, l'hypothèse 2 signifie qu'elle doit être de rang complet. Si tel n'est pas le cas, cette matrice ne pourra pas être inversée lors du calcul de l'estimateur. Finalement, nous devons ajouter que les propriétés asymptotiques de l'estimateur à effets fixes sont valables en l'absence d'auto-corrélation. Les résultats d'estimations obtenus avec l'estimateur des moindres carrés ordinaires est finalement :

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N \ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{y}}_i \right).$$

En général, si c_i est orthogonal à la matrice \mathbf{x}_i , l'estimateur des effets fixes est similaire à celui des effets aléatoires. Dans le cas contraire, il existe une différence systématique entre les vecteurs d'estimateurs de ces deux méthodes.⁴

⁴Nous saurons si cette différence systématique est significative à l'aide d'un test de Hausman. Le cas échéant, nous devons utiliser les résultats de l'estimateur à effets fixes, ce qui nous permettra de relâcher l'hypothèse violée.

4.3.3 Moindre carré ordinaire indirect

Nous avons vu que certains problèmes peuvent se présenter lorsque l'on travaille avec des effets inobservés. D'abord, il est possible que ces effets, représentés par la variable c_i , soient corrélés avec la matrice de variables observées. Cette corrélation contemporaine a comme conséquence que l'estimateur du modèle à effets aléatoires, tout comme celui des moindres carrés ordinaires, soit asymptotiquement biaisé. De plus, il est possible que le terme d'erreur u_i soit corrélé avec certaines variables explicatives ou avec leurs retards.

Notre solution au problème de corrélation contemporaine a été d'utiliser le modèle à effets fixes plutôt que celui à variables aléatoires. L'existence de ce problème nous a été confirmée par le test de Hausman.⁵ Cependant, le problème d'auto-corrélation demeure. La méthodologie que nous utiliserons ici consiste à estimer notre régression en utilisant la méthode des moindres carrés indirects. Cette dernière nous permettra de tenir compte simultanément des deux problèmes.

Utilisons l'équation de la régression présentée précédemment.

$$\mathbf{Y}_i = \mathbf{x}_i' \beta + \mathbf{J}_T c + u_i \quad \text{où } i=1, \dots, 7.$$

Nous retrouvons le vecteur de variables explicatives observées \mathbf{x}_i ainsi que notre vecteur de variables non observées, $\mathbf{J}_T c$. Supposons cependant qu'une certaine variable incluse dans le vecteur \mathbf{x}_i puissent être corrélée avec c_i et avec u_i . Il nous faut trouver une façon de séparer la partie de la variable en question qui n'est corrélée ni avec c_i , ni avec u_i .

Nous ferons cela en utilisant ce même retard comme instrument. Supposons que nous avons la variable x_{it} dans le vecteur \mathbf{x}_i . Un instrument valide pour x_{it} doit être corrélé avec cette dernière, mais ne doit être corrélé ni avec c_i , ni avec u_{it} . En procédant à une estimations par moindres carrés ordinaires, nous obtiendrions l'estimateur suivant :

$$\hat{\beta} = (\mathbf{x}_i' \mathbf{x}_i)^{-1} \mathbf{x}_i' \mathbf{Y}_i.$$

⁵Pour plus de détails, voir section 5.1.

Cet estimateur serait systématiquement biaisé parce que, en raison de la corrélation entre l'erreur aléatoire et \mathbf{x}_i , on aurait que $E(\hat{\beta}) \neq \beta$. En substituant l'estimateur obtenu par moindres carrés ordinaires dans l'équation originale de la régression, on aurait que

$$\hat{\beta} = \beta + (\mathbf{x}_i' \mathbf{x}_i)^{-1} \mathbf{x}_i' u_i$$

où $E\{\mathbf{x}_i' u_i\} \neq 0$.

L'une des solutions à ce problème est d'estimer notre modèle à l'aide des moindres carrés indirects, ou par variables instrumentales. Nous devons d'abord trouver une matrice \mathbf{z}_i d'instruments valides. Tous les éléments de \mathbf{z}_i doivent être corrélés avec \mathbf{x}_i et non avec u_i . Dans notre cas, nous utiliserons les retards des variables contenues dans \mathbf{x}_i comme instruments. Si on a autant d'instruments dans \mathbf{z}_i que de variables x_{it} corrélées avec u_i alors on obtient l'estimateur suivant :

$$\hat{\beta}_{VI} = (\mathbf{z}_i' \mathbf{x}_i)^{-1} \mathbf{z}_i' \mathbf{Y}_i.$$

On remarque d'abord que la régression porte uniquement sur la part de \mathbf{x}_i corrélée avec \mathbf{z}_i . On remarque également que $E(\hat{\beta})_{VI} = \beta$, de telle sorte que l'estimateur ne soit pas biaisé asymptotiquement. Si on substitue l'équation originale de la régression dans $\hat{\beta}_{VI}$, on a que

$$E\hat{\beta}_{VI} = \beta + \underbrace{E(\mathbf{z}_i' \mathbf{x}_i)^{-1} \mathbf{z}_i' u_i}_{=0 \text{ car } E(\mathbf{z}_i' u_i)=0}.$$

Cette méthode d'estimation constitue donc une solution à notre problème d'endogénéité des régresseurs inobservés c_i .

CHAPITRE V

RÉSULTATS ET DISCUSSION

Ce chapitre présente les principaux résultats obtenus à l'aide des modèles d'estimation présentés au chapitre précédent. Pour chaque modèle, nous présentons la régression retenue. Par conséquent, plusieurs variables, comme par exemple le PIB per capita, ne s'y retrouvent pas car elles n'affectaient pas significativement la proportion de l'effectif total fréquentant les écoles du secteur privé. Nous présentons d'ailleurs certaines des estimations incluant cette variable à l'appendice D.

Nous présentons et interprétons en premier lieu les résultats obtenus avec les modèles à effets aléatoires et à effets fixes. Nous présentons ensuite les résultats du test de Hausman, qui nous ont incité à ne retenir que le modèle à effets fixes. Nous abordons ensuite le cas de notre estimation par variables instrumentales à des fins de discussion.

5.1 Modèle à effets fixes

Le tableau 5.2 présente nos résultats d'estimations, où la variable expliquée est la proportion de l'effectif scolaire total fréquentant le secteur privé. Nous y remarquons d'abord que le coefficient associé au niveau de la subvention par élève est fortement significatif, et que le coefficient de cette variable s'établit à 0.0030227. Cela signifie que toute augmentation de 1 000\$ dans la subvention par élève est associée à une augmentation de 0.30227% de la proportion de l'effectif total qui fréquente le secteur privé, et vice-versa.

En 1998, la subvention moyenne par élève s'élevait à 2 778\$ (dollars réels de 2001 selon l'IPC).

Cela signifie que si l'ensemble de la subvention avait été retirée aux élèves fréquentant les écoles privées, le ratio de l'effectif privé à l'effectif total serait passé de 9.12062% à 8.28092%. En d'autres termes, environ 9 447 élèves seraient passés du secteur privé au secteur public. Le gain financier du gouvernement aurait été de 231 052 552\$.

L'intervalle de confiance à 95% pour le coefficient obtenu pour la variable représentant les subventions se situe entre .0009955 et .00505. Cela signifie que la variation du ratio de l'effectif privé à l'effectif total aurait pu se situer entre -0.277% et -1,4%. On remarque ainsi que la variance de l'estimateur est relativement importante. En termes d'intervalle, le gain financier du gouvernement aurait pu se situer entre 195 014 059\$ et 267 243 835\$.

La proportion d'allophones dans une province donnée est représentée par la variable PRO-PALLOS. On constate que cette variable est corrélée positivement et significativement avec la proportion de l'effectif total fréquentant le secteur privé. En fait, une augmentation de 1% de la proportion d'allophones dans une province est associée avec une hausse d'environ 0.1 point de pourcentage dans la proportion de l'effectif primaire et secondaire total fréquentant le secteur privé. On peut donc penser que cette variable constitue un plus grand facteur dans la variation de la proportion de l'effectif total fréquentant le secteur privé que la subvention moyenne.

Nous présentons au tableau 5.2 une régression où le coefficient de Gini n'apparaît pas. Cette variable s'est avérée non-significative dans le cas du modèle à effets fixes et a été retirée. Une version de la régression à effets fixes incluant ce coefficient comme variable explicative est présentée à l'appendice C. Il est d'ailleurs possible qu'un niveau structurel d'inégalité de revenus dans certaines provinces aient fait que ces niveaux d'inégalité aient pu être captés par les variables dichotomiques des provinces

Finalement, on remarque que toutes les provinces sont affectées d'une variable binaire dans la régression, ormis le Québec qui figure comme province de référence. On remarque que toutes les variables dichotomiques sont affectées d'un coefficient négatif. Il ne semble donc pas déraisonnable de penser que le Québec, que ce soit pour des raisons historiques ou institutionnelles, ait pu avoir tendance à favoriser davantage les écoles privées que les autres provinces sur la période étudiée.

Tableau 5.1 Estimation – modèle à effets fixes

Y				
<i>Var.dép.</i>	<i>Coeff.</i>	σ	$P(p > z)$	<i>Seuil. Signif.</i>
SUBPARTETE	.0030227	.0010179	0.004	***
PROPALLOS	.1000973	.0394059	0.013	**
AB	-.0587932	.003045	0.000	****
ATL	-.0645235	.0045085	0.000	****
BC	-.021352	.0041875	0.000	****
MB	-.0456689	.0050119	0.000	****
ON	-.0436727	.0032654	0.000	****
SK	-.0750194	.0025749	0.000	****
_CONS	.0701366	.00498	0.000	****
R^2 within=0.9945, between=0.7883, overall=0.9886				
*=10% , **=5% , ***=1% , ****=0.1%				

SUBPARTETE : subvention moyenne par élève, dollars réels de 2001

PROPALLOS : proportion d'allophones selon les données de recensement

AB, ATL, BC, MB, ON, SK : variables binaires pour les provinces

_cons : constante

5.1.1 Correction pour l'autocorrélation

Dans la spécification précédente de notre régression à effets fixes, nous faisons face à un problème d'autocorrélation. Cela signifie que les erreurs aléatoires sont corrélées avec leur retards, ou plus simplement que $\text{corr}(u_{it}, u_{i,t-1}) \neq 0$. L'existence de cette autocorrélation peut entre autres signifier que l'aspect dynamique de notre modèle n'est pas correctement spécifié.

Comme test pour vérifier l'existence d'autocorrélation, nous prenons tout simplement les estimateurs des erreurs aléatoires, soient

$$\hat{u}_{it} = \ddot{y}_{it} - \ddot{\mathbf{x}}_{it}\hat{\beta}.$$

Nous procédons ensuite à l'estimation d'un modèle de type $AR(1)$ entre les erreurs aléatoires

estimées et leurs retards, soit :

$$\hat{u}_{it} = \delta_1 \hat{u}_{i,t-1}.$$

Avec notre modèle à effets fixes, on obtient :

Tableau 5.2 Test d'autocorrélation du modèle à effets fixes

\hat{u}_{it}				
<i>Var.dép.</i>	<i>Coeff.</i>	σ	$P(p > z)$	<i>Seuil. Signif.</i>
$\hat{u}_{i,t-1}$.7190691	.0734811	0.000	****
_CONS	.0000612	.0002016	0.762	—
$R^2 = 0.5020$				
*=10% , **=5% , ***=1% , ****=0.1%				

Par conséquent, $\hat{\delta}_1$ est égal à 0.719 et est fortement significatif. Il nous faut par conséquent corriger notre modèle pour l'autocorrélation. Deux solutions principales s'offrent à nous. Puisque notre problème peut avoir été causé par l'existence d'un effet fixe qui demeure persistant dans le temps, on peut tenter de différencier notre modèle une seconde fois avant de l'estimer. Dans ce cas, cependant, nous perdrons l'usage de nos variables dichotomiques provinciales. Nous avons donc plutôt opté pour une méthode proposée par Wooldridge.¹ Cette méthode consiste à estimer le modèle une première fois, et d'estimer un vecteur de résidus. On recommence ensuite le processus d'estimation, mais en incluant ces résidus retardés d'une période dans la régression. En d'autres termes, on procède à une régression de type

$$\ddot{y}_{it} = \ddot{\mathbf{x}}_{it}\beta + \lambda \hat{u}_{i,t-1} + \ddot{e}_{it}.$$

Le tableau 5.3 présente cette régression pour notre modèle à effets fixes. On constate aisément que le coefficient $\hat{\lambda}$ est fortement significatif et égal à 0.7761524.

¹ Voir Wooldridge [2002], page 176

Tableau 5.3 Estimation – modèle à effets fixes corrigé pour l'autocorrélation

Y				
<i>Var.dép.</i>	<i>Coeff.</i>	σ	$P(p > z)$	<i>Seuil. Signif.</i>
SUBPARTETE	.0033952	.000701	0.000	****
PROPALLOS	.129855	.0270305	0.000	****
AB	-.0599998	.0020795	0.000	****
ATL	-.0615983	.0030873	0.000	****
BC	-.0242085	.0028689	0.000	****
MB	-.048439	.0034264	0.000	****
ON	-.0424845	.0022304	0.000	****
SK	.076895	.001765	0.000	****
$\hat{u}_{i,t-1}$.7761524	.082536	0.000	****
_CONS	.0663984	.0034174	0.000	****
R^2 within=0.7073, between=0.8034, overall=0.5041				
*=10% , **=5% , ***=1% , ****=0.1%				

Il nous reste maintenant à voir s'il existe toujours de l'autocorrélation. Nous reprenons une fois de plus notre de test, qui consiste à estimer un modèle $AR(1)$ de la forme :

$$\ddot{e}_{it} = \Gamma_1 \hat{e}_{i,t-1}.$$

Il nous reste donc à voir si le paramètre $\hat{\Gamma}_1$ statistiquement significatif. Lorsqu'on estime le modèle $AR(1)$ précédent, on obtient les résultats présentés au tableau 5.4. On voit donc que sous cette nouvelle spécification, il n'y a plus d'autocorrélation entre les erreurs.

Force est de constater que les résultats obtenus à l'aide du modèle corrigé présenté au tableau 5.3 sont semblables à ceux précédemment obtenus à partir du modèle à effets fixes. On voit qu'une augmentation de 1 000\$ dans la subvention par élève serait associée à une variation d'environ 3.34% de la proportion de l'effectif total fréquentant le secteur privé. Ainsi, comme le retrait de

Tableau 5.4 Second test d'autocorrélation du modèle à effets fixes

$\hat{\epsilon}_{it}$				
<i>Var.dép.</i>	<i>Coeff.</i>	σ	$P(p > z)$	<i>Seuil. Signif.</i>
$\hat{\epsilon}_{i,t-1}$	-.0892987	.1028397	0.387	—
_CONS	-8.27e-06	.0001937	0.966	—
$R^2 = 0.0080$				
*=10% , **=5% , ***=1% , ****=0.1%				

l'ensemble des subventions aurait représenté une variation négative de 2 778\$ de la subvention moyenne, alors la proportion de l'effectif privé à l'effectif total aurait varié négativement de 10 611 élèves. Le gain financier pour le gouvernement du Québec aurait été de 224 392 091\$.

En termes de migration d'un système à l'autre, l'intervalle de confiance se situe entre 8 420 et 12 802 élèves. Nous sommes encore ici très en-deçà de notre critère de rentabilité financière, qui postulait que la politique serait rentable si moins de 49 863 élèves partaient du secteur privé vers le secteur public. Dans des termes financiers, le gouvernement engrangerait un surplus oscillant entre 211 872 058\$ et 236 920 242\$.

De surcroît, on voit qu'il existe une forte corrélation entre la proportion d'allophones dans une province et la proportion de l'effectif total qui fréquente le secteur privé. Avec le modèle corrigé pour l'autocorrélation, la variable PROPALLOS devient davantage significative du point de vue statistique qu'elle l'était auparavant.

5.2 Modèle à effets aléatoires

Nous ne présentons ici les résultats du modèle d'estimation à effets aléatoire qu'à titre indicatif. Le test de Hausman, présenté plus tard dans cette section, nous confirme que le bon modèle à utiliser est plutôt celui à effets fixes. Cependant, le vecteur d'estimateurs du modèle à effets aléatoire entre dans le calcul de la statique du test de Hausman.

Sans nécessairement interpréter les coefficients obtenus, qui ne sont pas convergents, nous désirons faire quelques observations. D'abord, tout comme dans le modèle à effets fixes, on remarque que le coefficient affecté à la subvention par élève est positif. Par conséquent, on obtient également qu'une augmentation de la subvention par élève est associée à une croissance de la proportion de l'effectif total fréquentant le secteur privé.

On remarque également, tout comme dans le modèle d'estimation précédent, qu'une augmentation de la proportion d'allophones dans une province donnée est également associée à une augmentation de la proportion de l'effectif total fréquentant le secteur privé. Finalement, nous notons qu'une fois de plus, les variables dichotomiques pour toutes les provinces sauf le Québec sont affectées d'un coefficient négatif.

5.3 Test de Hausman

Nous avons présenté les résultats obtenus à partir des modèles à effets aléatoires et fixes. Toutefois, nous devons choisir entre ces derniers. Pour ce faire, nous devons savoir si le vecteur d'effets inobservés c_i est corrélé avec le vecteur d'effets observés \mathbf{x}_i . Comme nous faisons face au problème que c_i n'est pas directement observable, nous utilisons la méthodologie du test de Hausman.

En général, on sait que l'estimateur à effets fixes est convergent mais qu'il n'est pas le plus efficace. De son côté, l'estimateur à effets aléatoires est susceptible d'avoir une variance inférieure à celle de l'estimateur à effets fixes. Cependant, si le vecteur d'effets inobservés c_i n'est pas strictement exogène, l'estimateur à effets aléatoires ne sera pas convergent, et il sera donc préférable d'utiliser celui à effets fixes. Si c_i est strictement exogène, alors les deux estima-

Tableau 5.5 Estimation – modèle à effets aléatoires

Y				
<i>Var.dép.</i>	<i>Coeff.</i>	σ	$P(p > z)$	<i>Seuil. Signif.</i>
SUBPARTETE	.0042529	.0010546	0.000	****
PROPALLOS	.0920679	.0424962	0.030	**
AB	-.0573789	.0032651	0.000	****
ATL	-.0614524	.0048248	0.000	****
BC	-.0198062	.004501	0.000	****
MB	-.0433615	.0053722	0.000	****
ON	-.0399988	.0034048	0.000	****
SK	-.0730104	.0027278	0.000	****
_CONS	.0670826	.0053629	0.000	****
R^2 within=0.9899, between=0.7011, overall=0.9800				
*=10% , **=5% , ***=1% , ****=0.1%				

SUBPARTETE : subvention moyenne par élève, dollars réels de 2001

PROPALLOS : proportion d'allophones selon les données de recensement

AB, ATL, BC, MB, ON, SK : variables binaires pour les provinces

_cons : constante

teurs convergent vers la même valeur. Dans ce cas, il est préférable d'utiliser l'estimateur à effets aléatoires puisque sa variance est minimale.

Hausman propose de créer une statistique à partir de nos deux vecteurs d'estimateurs, soient $\hat{\beta}_f$ pour l'estimateur à effets fixes et $\hat{\beta}_a$ pour l'estimateur à effets aléatoires. Cette statistique, distribuée selon une loi χ^2 , est :

$$\omega = [\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_f]' [Var(\hat{\beta}_a) - Var(\hat{\beta}_f)]^{-1} [\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_f] \sim \chi^2[K - 1].$$

Pour le cas qui nous intéresse, nous avons obtenu la statistique de test suivante :

$$\omega \sim \chi^2[8] = 23.85.$$

Le résultat du test est présenté à l'appendice E. Nous en concluons que les deux vecteurs d'estimateurs sont significativement différents, puisqu'à huit degrés de liberté, nous aurions dû obtenir pour qu'il n'y ait pas de différence systématique entre les vecteurs :

Deg. significativité	$\omega \leq$
1%	6.63
5%	3.84
10%	2.71

Par conséquent, nous en concluons que le vecteur d'effets inobservés c_i ne répond pas à la condition de stricte exogénéité. Ainsi, le modèle à effets fixes est plus convergent que celui à effets aléatoires.

5.4 Moindres carrés ordinaires avec variables instrumentales

Le tableau 5.4 présente les résultats obtenus à l'aide du modèle à variables instrumentales. La seule différence de spécification entre cette équation et celle estimée à l'aide du modèle à effets fixes est que l'on a ajouté le coefficient de Gini dans la matrice des variables explicatives. Le coefficient de cette dernière variable est significatif dans ce cas-ci, ce qui n'était pas le cas dans l'estimation précédente.

Le coefficient affecté à la subvention par élève est de 0.84474%. Cela signifie que, pour une augmentation de 1 000\$ dans les subventions par élève, le ratio de l'effectif privé à l'effectif total augmente en moyenne de 0.0084474. L'intervalle de confiance à 95% pour ce coefficient se situe entre 0.0049612 et 0.0119337.

Selon ces résultats, si l'ensemble des subventions au secteur privé avaient été retirées en 1998, le ratio de l'effectif privé à l'effectif total serait passé de 9.12% à 6.77%, soit une diminution de 2.3467 points de pourcentage.

Donc, un retrait total des subventions aux élèves fréquentant le secteur privé aurait causé le départ d'environ 26 401 élèves du secteur privé. En se fiant sur l'intervalle de confiance, le

nombre de départs se serait situé entre 15 506 et 37 298. En termes financiers, l'effet sur le trésor public aurait été positif, soit d'environ 134 128 060\$. En se fiant sur l'intervalle de confiance, le gain se serait situé entre 71 830 890 \$ et 196 413 793 \$. On remarque que l'estimation présentée ici est revue quelque peu à la baisse par rapport à la précédente. Cependant, même dans ce cas, la mesure a un impact financier positif pour le gouvernement du Québec.

Selon cette spécification, il existe également une corrélation positive entre la proportion d'allophones dans une province donnée et la proportion de l'effectif total fréquentant le secteur privé. Cependant, le coefficient de ce régresseur n'est pas significatif.

Contrairement aux résultats obtenus avec le modèle à effets fixes, on obtient un coefficient significatif affecté au coefficient de Gini après impôt. Il semble qu'une plus grande inégalité de revenus soit associée à une plus grande proportion de l'effectif primaire et secondaire d'une province qui fréquente les écoles privées. Ce résultat semble raisonnable pour deux raisons. L'éducation privée semble être un bien de luxe. Par conséquent, une plus grande inégalité de revenus pourrait avoir comme effet de provoquer un déplacement d'élèves du public vers le privé, à mesure que le revenu de certains ménages devient suffisamment supérieur au revenu moyen. De plus, il semble intuitif de penser que l'élasticité de la demande d'éducation des ménages les plus riches soit plus faible que celle des ménages plus pauvres, ou qui se situent près du revenu moyen. Par conséquent, une plus grande dispersion des revenus pourrait avoir comme effet de faire diminuer l'élasticité de la demande agrégée d'une province, et ainsi de diminuer la migration d'élèves du privé vers le public lors de hausses de frais de scolarité (ou de baisses de subventions).

Tableau 5.6 Estimation – moindres carrés ordinaires avec variables instrumentales

Y				
<i>Var.dép.</i>	<i>Coeff.</i>	σ	$P(p > z)$	<i>Seuil. Signif.</i>
SUBPARTETE	.0084474	.001754	0.000	****
GINIAPIM	.0003435	.0001163	0.004	***
PROPALLOS	.0303708	.1761056	0.863	—
AB	-.0536615	.0121771	0.000	****
ATL	-.0513054	.0121281	0.000	****
BC	-.0150168	.0177445	0.400	—
MB	-.0308363	.0222136	0.169	—
ON	-.0287412	.0055488	0.000	****
SK	-.0666591	.0095991	0.000	****
_CONS	-.0606277	.0364139	0.100	—
$R^2 = 0.9816$, ajusté =0.9797				
*=10% , **=5% , ***=1% , ****=0.1%				

SUBPARTETE : subvention moyenne par élève, dollars réels de 2001

GINIAPIM : coefficient de Gini après impôt

PROPALLOS : proportion d'allophones selon les données de recensement

AB, ATL, BC, MB, ON, SK : variables binaires pour les provinces

_cons : constante

CONCLUSION

Les résultats obtenus par les deux modèles économétriques retenus montrent que si le gouvernement du Québec avait retiré l'ensemble de ses subventions aux établissements primaires et secondaires privés en 1998, il aurait fait un gain financier minimal de 71.83 millions de dollars, gain qui aurait pu dépasser le quart de milliard de dollars. Selon les modèles utilisés, le gain financier estimé du gouvernement peut varier considérablement. Cela peut s'expliquer par plusieurs facteurs. Nous avons entre autres dû tenir compte, autant que cela était possible, de l'existence d'effets non-observés. Cependant, nous avons davantage confiance dans les résultats obtenus à l'aide du modèle à effets fixes, corrigé ou non pour la corrélation (les résultats sont semblables, ormis le fait que le modèle corrigé nous fournit un estimateur à variance moindre). Dans ce dernier, le gain du gouvernement se situe à environ 224 millions de dollars.

Nous avons également postulé une demande agrégée d'éducation primaire et secondaire privée linéaire. L'effet d'une telle hypothèse est habituellement que, si la vraie demande agrégée n'est pas parfaitement linéaire, les résultats de nos modèles de régressions linéaires sont valables pour des petites variations des subventions mais pas nécessairement pour d'importantes variations. En principe, nous n'aurions pas dû faire varier les subventions québécoises jusqu'à zéro, puisque le domaine de définition de l'ensemble de tous les niveaux de subventions des provinces de 1985 à 1998 avait une borne inférieure plus grande que zéro. Cependant, puisque certaines provinces subventionnent à un taux très faible, nous pensons que les résultats sont quand même acceptables.

Dans le cas du Québec, nous avons estimé l'effet d'un retrait de l'ensemble des subventions dans l'une des provinces où le niveau de ces subventions était le plus élevé. Par conséquent, il se pourrait que nos résultats ne représentent pas suffisamment fidèlement le comportement réel de la demande agrégée d'éducation primaire et secondaire privée dans le cas du retrait des subventions en question. Cependant, sous leurs spécifications linéaires, nos estimations

semblent très robustes et les régressions présentées dans la section précédente semblent bien expliquer la nature des variations de la proportion de l'effectif total fréquentant le secteur privé.

La principale force de notre démarche d'estimation tient notamment au fait que tous les modèles utilisés présentent un gain financier pour le gouvernement du Québec dans le cas où il aurait cessé de subventionner les écoles primaires et secondaires privées. Nos modèles nous donnent donc invariablement une indication sur l'élasticité de la demande d'éducation primaire et secondaire privée québécoise. On peut penser que les ménages québécois qui envoient leurs enfants à l'école privée ne sont pas très sensibles à des variations des subventions, et donc à des variations de prix. À cet effet, les hypothèses soutenues par le *Regroupement pour la défense et la promotion de l'école publique* présentées dans le mémoire de la FCSQ présenté en commission parlementaire en novembre 2004 nous semblent plausibles, bien qu'elles doivent être interprétées avec une certaine prudence.

À notre connaissance, les résultats que nous avons obtenus sont les premiers qui présentent de façon explicite une estimation de la réaction de la demande d'éducation privée québécoise à des variations de subventions. Toutefois, nous sommes conscients des faiblesses de notre approche, soit l'estimation d'une fonction agrégée. Puisque l'éducation est l'un des principaux champs de dépenses du gouvernement du Québec, et vu l'importance de ce secteur dans la croissance économique de la province, nous espérons que dans l'avenir certaines bases de micro-données puissent être rendues public, de façon à pouvoir estimer de façon plus précise les déterminants de la demande d'éducation privée québécoise.

BIBLIOGRAPHIE

Bergstrom, T.C., Rubinfeld, D.L. et Shapiro, P. (1982). "Micro-Based Estimates of Demand Functions for Local School Expenditures". *Econometrica* 50, PP. 1183-1206

Betts, J.R. et Fairlie, R.W. (2003). "Does Immigration Induce *Native Flight* From Public Schools into Private Schools?". *Journal of Public Economics* 87, PP. 987-1012

Brasington, D. (2000). "Demand and Supply of Public School Quality in Metropolitan Areas : The Role of Private Schools". *Journal of Regional Science* 40, PP. 583-605

Buddin, R., Cordes, J.J. et Kirby, S.N. (1998). "School Choice in California : Who Chooses Private Schools?". *Journal of Urban Economics* 44, PP. 110-134

Fédération des Commissions Scolaires du Québec. (1994). "Mémoire, Commission Parlementaire concernant le projet de loi 73 modifiant la Loi sur l'instruction publique et la Loi sur l'enseignement privé"

Greene, W. (2003). "Econometric analysis". Upper Saddle River, Prentice Hall

Hatch, J.A. (1998). "An Alternative Approach to Private School Demand". Doctoral dissertation, Department of Economics, University of Minnesota

Hoxby, C.M.(1994). "Do Private Schools Provide Competition for Public Schools?". Working Paper No. 4978, National Bureau of Economic Research

James, E. (1993) . "Why Do Different Countries Choose a Different Public-Private Mix of Educational Services?". *The Journal of Human Resources* 28, PP. 571-592

Kim, H.Y. (1988). "The Consumer Demand for Education". *The Journal of Human Resources* 23, PP. 173-192

- Lemelin, C. (1998). "L'économiste et l'éducation". Montréal, Presses de l'Université du Québec
- Lovell, M.C. (1978). "Spending for Education : the Exercise of Public Choice". *The Review of Economics and Statistics* LX, PP. 487-495
- Mayston, D.(2000). "The Demand for Education and the Production of Local Public Goods". Working Paper No. 2000/50, The University of York
- Ministère de l'Éducation du Québec. (1998-2005). "Règles budgétaires des commissions scolaires". Gouvernement du Québec, Québec
- Ministère de l'Éducation du Québec.(1998-2005). "Règles budgétaires des établissements privés". Gouvernement du Québec, Québec
- Ministère de l'Éducation du Québec. (2005). "Le financement de l'éducation préscolaire et de l'enseignement primaire et secondaire québécois". Gouvernement du Québec, Québec
- Murnane, R.J.(1984). "A Review Essay-Comparisons of Public and Private Schools : Lessons from the Uproar". *The Journal of Human Resources* 19, PP. 263-277
- Perkins, G.M. (1984). "Public Education : Comment". *The American Economic Review* 74, PP. 814-819
- Regroupement pour la défense et la promotion de l'école publique. (2004). "Le gouvernement doit mettre fin au financement public des écoles privées", Mémoire, Commission Parlementaire concernant le projet de loi 73 modifiant la Loi sur l'instruction publique et la Loi sur l'enseignement privé
- Wooldridge, J. (2002) "Econometric analysis of cross-section and panel data". MIT Press

APPENDICE A

SOURCES DE DONNÉES UTILISÉES

- Données d'échantillon du recensement canadien. Années 1981, 1986, 1991, 1996 et 2001.
Bureau du recensement, Statistique Canada.
- Revenus des écoles élémentaires et secondaires privées, selon la provenance directe des fonds. *Statistique Canada*, tableau 478-0016.
- Indice des prix à la consommation. *Statistique Canada*, tableau 325-0002.
- Effectifs scolaires totaux, privés et publics. *L'éducation au Canada, Statistique Canada.*
Années de 1985 à 1998.
- PIB réel. *Comptes économiques provinciaux, Statistique Canada.* Tableau 380-0013.
- PIB réel. Coefficients de Gini. *Statistique Canada*, tableau 202-2705.

APPENDICE B

ÉVALUATION DE L'EFFET FINANCIER DU RETRAIT DES SUBVENTIONS AUX ÉCOLES PRIVÉES QUÉBÉCOISES (FCSQ)

Les calculs ici présentés ont été tirés intégralement du *Mémoire de la Fédération des commissions scolaires du Québec et de l'Association des directeurs généraux des commissions scolaires concernant le projet de loi 73 modifiant la Loi sur l'instruction publique et la Loi sur l'enseignement privé*.

Calcul du transfert d'une partie des élèves du privé au public

- Proportion des élèves du privé vers le public	50 %
- Effectifs subventionnés au privé en 2003-2004	101 232
- Subvention par élève au privé	3 714 \$
- Subvention par élève au public	5 955 \$
- Situation actuelle avec subventions au privé	
101 232 élèves au privé x 3 714 \$	376 000 000 \$
- Situation envisagée sans subvention au privé	
50 616 élèves au privé x 0 \$ en subvention	0\$
50 616 élèves au public x 5 955 \$	301 418 280 \$
- Économies par l'État et les contribuables	74 581 720 \$

APPENDICE C

RÉGRESSION À EFFETS FIXES AVEC LE COEFFICIENT DE GINI

Tableau C.1 Estimation – modèle à effets fixes (avec coefficient de Gini)

Y				
<i>Var:dép.</i>	<i>Coeff.</i>	σ	$P(p > z)$	<i>Seuil. Signif.</i>
SUBPARTETE	.0032307	.0010331	0.003	***
GINIAPIM	.0000619	.0000553	0.267	—
PROPALLOS	.0897199	.0404223	0.029	**
AB	-.0584986	.0030514	0.000	****
ATL	-.0642184	.0045094	0.000	****
BC	-.0208327	.0042064	0.000	****
MB	-.0440375	.0052122	0.000	****
ON	-.0432238	.0032847	0.000	****
SK	-.0745744	.0026013	0.000	****
_CONS	.0486985	.0198152	0.016	**

R^2 within=0.9903, between=0.8793, overall=0.9812

*=10%, **=5%, ***=1%, ****=0.1%

SUBPARTETE : subvention moyenne par élève, dollars réels de 2001

GINIAPIM : coefficient de Gini après impôt

PROPALLOS : proportion d'allophones selon les données de recensement

AB, ATL, BC, MB, ON, SK : variables binaires pour les provinces

_cons : constante

APPENDICE D

RÉGRESSIONS AVEC LE PIB PER CAPITA

Tableau D.1 Estimation – modèle à effets fixes (avec PIB réel per capita)

Y				
<i>Var.dép.</i>	<i>Coeff.</i>	σ	$P(p > z)$	<i>Seuil. Signif.</i>
SUBPARTETE	.0029177	.0010273	0.006	****
PROPALLOS	.0868878	.0424564	0.044	**
AB	-.0551827	.0052465	0.000	****
ATL	-.0671887	.0055074	0.000	****
BC	-.0188055	.0051638	0.000	****
MB	-.0441511	.0053323	0.000	****
ON	-.0420992	.0037634	0.000	****
SK	-.0742983	.0027169	0.000	****
PIBREELPCAPITA	-3.03e-07	3.58e-07	0.400	—
_CONS	.0790707	.0116814	0.000	****
R^2 within=0.9902, between=0.0352, overall=0.9761				
*=10% , **=5% , ***=1% , ****=0.1%				

SUBPARTETE : subvention moyenne par élève, dollars réels de 2001

GINIAPIM : coefficient de Gini après impôt

PROPALLOS : proportion d'allophones selon les données de recensement

AB, ATL, BC, MB, ON, SK : variables binaires pour les provinces

_cons : constante

Tableau D.2 Estimation – variables instrumentales (avec PIB réel per capita)

Y				
<i>Var.dép.</i>	<i>Coeff.</i>	σ	$P(p > z)$	<i>Seuil. Signif.</i>
SUBPARTETE	.008337	.0032603	0.012	***
GINIAPIM	.000534	.0008215	0.517	—
PROPALLOS	-.3709516	1.83093	0.840	—
AB	-.0019867	.2143077	0.993	—
ATL	-.0931975	.1826807	0.611	—
BC	.035213	.2196718	0.873	—
MB	.0183422	.2236418	0.935	—
ON	-.0122575	.0598314	0.838	—
SK	-.0464929	.090189	0.608	—
PIBREELPCAPITA	-2.83e-06	.0000105	0.789	—
_CONS	-.0212539	.1562969	0.892	—

 $R^2 = 0.9406$, ajusté = 0.9337

* = 10% , ** = 5% , *** = 1% , **** = 0.1%

SUBPARTETE : subvention moyenne par élève, dollars réels de 2001

GINIAPIM : coefficient de Gini après impôt

PROPALLOS : proportion d'allophones selon les données de recensement

AB, ATL, BC, MB, ON, SK : variables binaires pour les provinces

_cons : constante

APPENDICE E

RÉSULTATS DU TEST DE HAUSMAN

	---- Coefficients ----			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	a	f	Difference	S.E.
SUBPARTETE	0042529	.0030227	.0012302	.000276
PROPALLOS	.0920679	.1000973	-.0080294	.0159092
AB	-.0573789	-.0587932	.0014143	.0011785
ATL	-.0614524	-.0645235	.0030711	.0017182
BC	-.0198062	-.021352	.0015458	.0016504
MB	-.0433615	-.0456689	.0023074	.0019344
ON	-.0399988	-.0436727	.0036739	.0009645
SK	-.0730104	-.0750194	.002009	.0009007
	b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg			
B =	inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg			
Test Ho:	difference in coefficients not systematic			
	$\chi^2(B) = (b-B)'(V_b-V_B)^{-1}(b-B)$			
	= 23.85			
	Prob>chi2 = 0.0024			

Graphique E.1 Résultats du test de Hausman